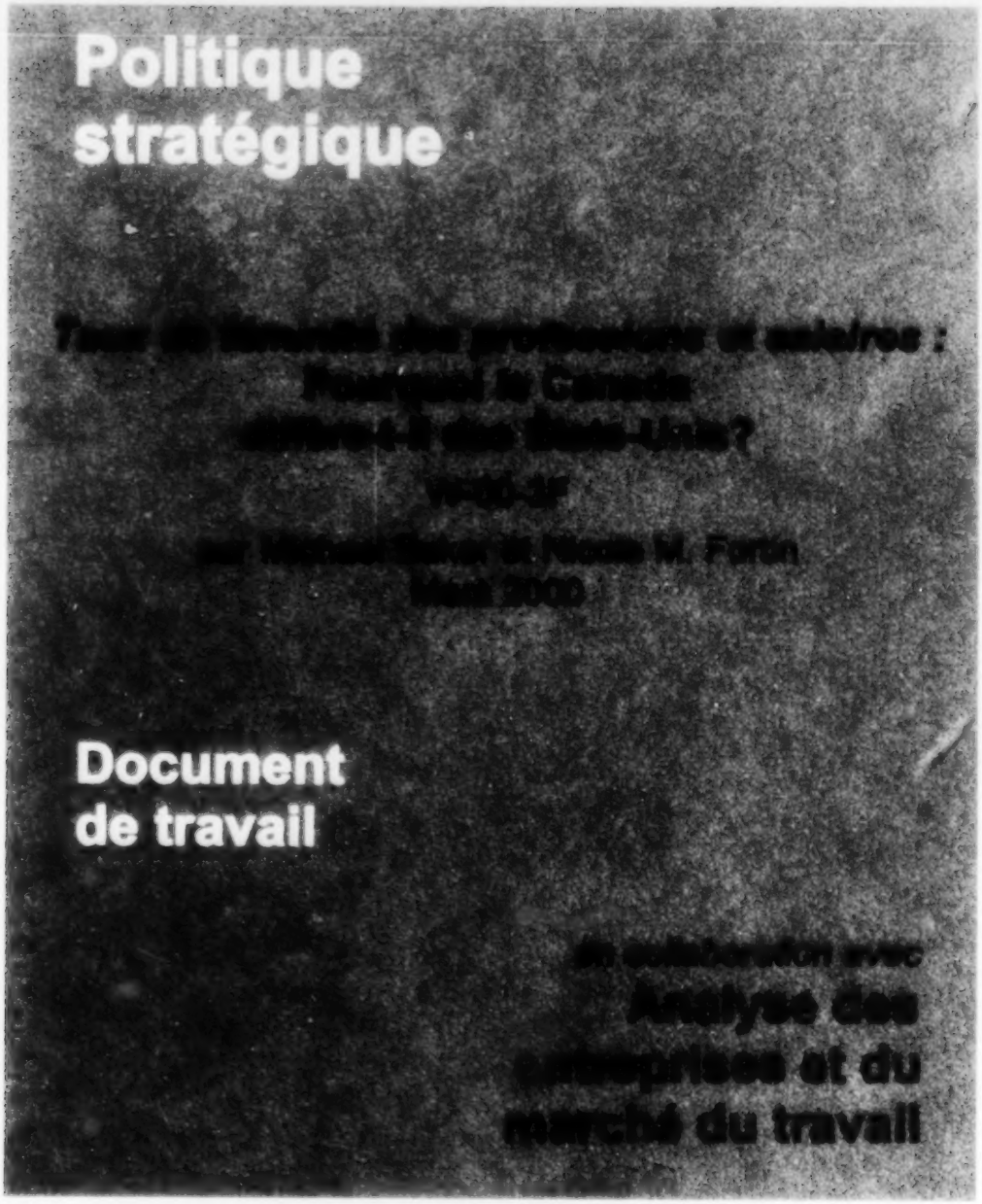
DIRECTION GÉNÉRALE DE LA RECHERCHE APPLIQUÉE



Canada

100-061'75/

Direction générale de la recherche appliquée
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

Applied Research Branch
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis?

W-00-3F

par
Michael Baker et Nicole Fortin

Mars 2000

Les opinions exprimées dans les documents de la Direction générale de la recherche appliquée sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de Développement des ressources humaines Canada ou du gouvernement fédéral.

The views expressed in Applied Research Branch papers are the authors' and do not necessarily reflect the opinions of Human Resources Development Canada or of the federal government.

■

La série des documents de travail comprend des études analytiques et des travaux de recherche réalisés sous l'égide de la Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique. Il s'agit notamment de recherches primaires, soit empiriques ou originales et parfois conceptuelles, généralement menées dans le cadre d'un programme de recherche plus vaste ou de plus longue durée. Les lecteurs de cette série sont encouragés à faire part de leurs observations et de leurs suggestions aux auteurs.

The Working Paper Series includes analytical studies and research conducted under the auspices of the Applied Research Branch of Strategic Policy. Papers published in this series incorporate primary research with an empirical or original conceptual orientation, generally forming part of a broader or longer-term program of research in progress. Readers of the series are encouraged to contact the authors with comments and suggestions.

▬

Le présent document a été traduit de l'anglais. Bien que la version française ait été préparée avec soin, le document original fait foi./
This document is a translation from English. Although the French version has been carefully prepared, the original document should be taken as correct.

La version anglaise de ce document est disponible sous le titre « Gender Composition and Wages: Why is Canada Different from the United States? »./
This paper is available in English under the title "Gender Composition and Wages: Why is Canada Different from the United States?"

■

Imprimé/Printed 2000
ISBN: 0-662-84634-6
N° de cat./Cat. No. MP32-28/00-3F

■

Si vous avez des questions concernant les documents publiés par la Direction générale de la recherche appliquée, veuillez communiquer avec :

Service des publications
Direction générale de la recherche appliquée
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada
165, rue Hôtel de Ville, Phase II, 7e étage
Hull (Québec) Canada
K1A 0J2

Téléphone : (819) 994-3304
Télécopieur : (819) 953-9077
Courrier électronique : research@spg.org
http://www.hrdc-drhc.gc.ca/dgra

General enquiries regarding the documents published by the Applied Research Branch should be addressed to:

Publications Office
Applied Research Branch
Strategic Policy
Human Resources Development Canada
165 Hôtel de Ville Street, Phase II, 7th Floor
Hull, Quebec, Canada
K1A 0J2

Telephone: (819) 994-3304
Facsimile: (819) 953-9077
E-mail: research@spg.org
http://www.hrdc-drhc.gc.ca/arb

Résumé

La corrélation entre le taux de féminité des professions et les salaires constitue le fondement de la législation en matière d'équité salariale. Diverses études antérieures ont analysé cette corrélation à partir de données américaines et ont cerné certains des facteurs déterminants des niveaux de salaire peu élevés dans les «emplois à prédominance féminine» de même que d'importantes limites des politiques publiques dans ce domaine. Toutefois, il existe peu de données visant d'autres secteurs de compétence. Cette lacune est particulièrement perturbante dans le cas du Canada, qui s'est doté de l'une des législations les plus élaborées en matière d'équité salariale au monde. Dans le présent article, les auteurs dressent un portrait complet, de la fin des années 1980, de la ségrégation professionnelle fondée sur le sexe au Canada et de ses répercussions sur les salaires. Le présent document établit également des comparaisons explicites entre les résultats pour le Canada et des données américaines. Ces résultats indiquent un lien entre la rémunération des femmes et le taux de féminité des professions beaucoup plus fort aux É.-U. qu'au Canada, où cette relation est généralement peu marquée et non significative sur le plan statistique. La position relativement meilleure dont jouissent les femmes dans les emplois à prédominance féminine au Canada est associée à des taux de syndicalisation plus élevés et aux effets fixes des salaires des secteurs des «services publics».

Abstract

The correlation of occupational gender composition and wages is the basis of pay equity/comparable worth legislation. A number of previous studies have examined this correlation in United States data, identifying some of the determinants of low wages in "female jobs," as well as important limitations of public policy in this area. There is little evidence, however, from other jurisdictions. This omission is particularly disturbing in the case of Canada, which now has some of the most extensive pay equity legislation in the world. In this paper, the authors provide a comprehensive picture, circa the late 1980's, of the occupational gender segregation in Canada and its consequences for wages. The paper also draws explicit comparisons of canadian findings to evidence for the United States. These results indicate a link between female wages and gender composition that is much stronger in the United States than in Canada, where the relationship is generally small and not statistically significant. The relatively more advantageous position of women in female jobs in Canada is found to be linked to higher unionization rates and the industry-wage effects of "public goods" sectors.

Remerciements

Nous aimerions remercier Garnett Picot, René Morissette et Steve Roller qui nous ont facilité l'accès aux données canadiennes. Nous remercions Morley Gunderson, Thomas Lemieux, Angelo Melino, Marianne Page, Roberta Robb et Gary Solon des commentaires utiles dont ils nous ont fait part et soulignons l'excellence de l'aide à la recherche assurée par Ali Bejaoui. Nous remercions également Wayne Roth et Wayne Silver pour leur aide au codage selon la Classification canadienne descriptive des professions (CCDP) de même que les employés de secrétariat du Centre de recherche et développement en économique (CRDE) qui ont transcrit les caractéristiques d'emploi de la CCDP associées à plus de 6 500 codes de profession à sept chiffres.

Nous sommes reconnaissants de l'aide financière offerte par le Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations, Développement des ressources humaines Canada, le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada, le Fonds pour la formation de chercheurs et l'aide à la recherche du Québec et le Programme des subventions générales de recherche à l'Université de Toronto.

Le nom des auteurs est inscrit selon l'ordre alphabétique.

Table des matières

1. Introduction 1

2. Cadre législatif 3

3. Données et statistiques descriptives 6

4. Cadre économétrique 20

5. Résultats 23

5.1 Estimation corrigée de la pénalité salariale attribuable au PFEM 23

5.2 Incidence des caractéristiques des professions 28

5.3 Coefficients de féminité des professions pour divers groupes de travailleurs 30

6. Incidence du taux de féminité des professions sur les salaires des femmes : différences entre le Canada et les États-Unis 33

7. Fossé des sexes et taux de féminité des professions 41

8. Conclusion 44

Annexe : Tableaux A-1 et A-2 45

Références 47

1. Introduction

On associe souvent le fait que certains «emplois féminins», comme le travail en garderie, sont mal rémunérés à la présence massive des femmes dans ces professions moins bien rémunérées. Cette opinion trouve un fondement plus solide dans les études américaines qui documentent l'effet négatif de la «féminité» d'une profession donnée sur les salaires (O'Neill, 1983; Johnson et Solon, 1986; Macpherson et Hirsch, 1995). Par conséquent, la ségrégation professionnelle s'est imposée comme une explication prépondérante de la persistance des écarts salariaux entre les sexes[1]. Cette explication a aussi donné lieu à une réponse sur le plan des politiques : la législation basée sur un «salaire égal pour un travail de valeur comparable», souvent appelée «équité salariale». Si les programmes d'équité salariale ont gagné bon nombre de pays industrialisés, la majorité des données empiriques (qui traitent tant des effets correctifs de ces programmes que de l'ampleur des problèmes que ceux-ci visent à régler) sont d'origine américaine. Ce constat pourrait laisser penser que les É.-U. font figure de chef de file en ce qui a trait à la législation dans ce domaine. En fait, c'est peut-être tout juste le contraire, et le Canada offre un bon exemple à cet égard. Le principe de l'équité salariale a été adopté dans l'ensemble du secteur public et, récemment, des politiques proactives ont été étendues au secteur privé en Ontario et au Québec. Non seulement recense-t-on peu d'évaluations de l'incidence de ces politiques, mais il n'existe, à notre connaissance, aucune donnée permettant d'affirmer que les emplois féminins sont systématiquement mal rémunérés au Canada[2]. Les initiatives législatives semblent donc se fonder sur l'expérience d'autres pays.

Dans le présent article, nous dressons un portrait complet, de la fin des années 1980, de la ségrégation professionnelle fondée sur le sexe au Canada et de ses répercussions sur les salaires. Nous examinons non seulement les corrélations traditionnelles entre la féminité des emplois et les taux salariaux, mais aussi d'autres représentations de la situation relative des emplois féminins, comme les estimations de densité par une fonction de noyau. Nous établissons également des comparaisons explicites entre nos résultats et des données américaines. Ces comparaisons entre les deux pays permettent de déterminer

[1] Parmi les autres explications avancées, notons les écarts entre les hommes et les femmes au chapitre du capital humain et de la productivité, l'incidence de la structure industrielle et la discrimination.

[2] Baker, Benjamin, Desaulniers et Grant (1993) ont tenté d'estimer la corrélation entre les salaires et la féminité des emplois au Canada en date de 1985. Leur analyse est limitée par l'absence de données appropriées sur les professions. Fillmore (1990), la seule autre étude axée sur des catégories détaillées des professions à notre connaissance, indique une incidence très faible du pourcentage des femmes sur les gains moyens des femmes.

l'apport d'importantes institutions du marché du travail, comme les syndicats, à la corrélation entre le taux de féminité des professions et les salaires.

Nous commençons d'abord, à la section 2, par une revue des cadres législatifs des deux pays au cours de la période visée par l'analyse. Les données et leurs principales caractéristiques sont décrites à la section 3. La section 4 présente un aperçu de la méthode économétrique adoptée pour estimer la corrélation entre le taux de féminité des professions et les salaires, à partir de données groupées. Les résultats relatifs au Canada et aux É.-U. sont présentés à la section 5. Ces résultats indiquent un lien entre la rémunération des femmes et le taux de féminité des professions beaucoup plus fort aux É.-U. qu'au Canada, où cette relation est généralement peu marquée et non significative sur le plan statistique. Les écarts entre le Canada et les É.-U. sont analysés à la section 6. À la section 7, nous examinons la relation entre «la pénalité salariale» dans les emplois féminins et le fossé des sexes. Nous concluons, à la section 8, par un résumé des écarts entre le Canada et les É.-U. au chapitre de l'incidence de la ségrégation professionnelle sur les salaires et de ses causes possibles.

2. Cadre législatif

La législation en matière d'équité salariale vise à éliminer l'influence qu'exerce sur les salaires la ségrégation professionnelle fondée sur le sexe. Empiriquement, cela signifie l'élimination de toute relation systématique entre les salaires et la féminité de l'emploi, déduction faite des écarts touchant les caractéristiques «admissibles» liées à la productivité observés entre les travailleurs de différentes professions[3]. Cette relation constitue l'enjeu central du présent article. Si une revue exhaustive de l'équité salariale au Canada transcende le cadre du présent article, il est néanmoins nécessaire d'examiner les politiques en matière d'équité salariale qui étaient en vigueur au Canada au cours de la période visée par notre analyse (1987 et 1988). Ces politiques ont des répercussions évidentes sur l'interprétation des niveaux de salaire dans les emplois féminins au Canada et des écarts entre ces niveaux et ceux observés dans des emplois comparables aux É.-U.

Le Canada est considéré comme un chef de file mondial en matière d'équité salariale (p. ex., Weiner et Gunderson, 1990)[4]. Cela étant dit, au cours de la période étudiée, bon nombre d'initiatives provinciales touchant l'équité salariale étaient assez récentes et n'avaient eu qu'un effet restreint sur le marché du travail. Le Québec et l'administration fédérale sont parmi les premiers secteurs de compétence à s'être dotés de politiques dans ce domaine. Le concept de l'équité salariale a été introduit dans les codes des droits de la personne de ces deux secteurs de compétence en 1977 et 1978, respectivement. Dans les deux cas, les dispositions en matière d'équité salariale étaient axées sur les plaintes, de sorte que l'examen de la rémunération peu élevée des emplois féminins (et éventuellement l'indemnisation) n'est entrepris que lorsqu'une plainte d'employé est déposée. C'est donc aux travailleurs qu'incombe la responsabilité d'entreprendre les démarches. La solution de rechange prend la forme d'un programme proactif qui confère à l'employeur cette responsabilité. Dans ce cas, les employeurs sont tenus d'élaborer un plan d'équité salariale comportant généralement quatre étapes : 1) la détermination des emplois à prédominance féminine et à prédominance masculine, 2) l'attribution de scores numériques représentant les niveaux de compétence, d'effort, de responsabilité et les

[3] Certaines études, comme celle de Blau et Beller (1988), analysent la relation entre la féminité de l'emploi et les salaires au moyen de variables nominales représentant les emplois à prédominance masculine et les emplois mixtes. Cependant, d'autres études (Killingsworth, 1990) combinent des variables nominales et le pourcentage de femmes. Nous utilisons ici le «pourcentage de femmes» pour assurer la comparabilité de nos travaux avec les études plus récentes.

[4] Symes (1990) ainsi que Weiner et Gunderson (1990) présentent de bons résumés de l'état de la législation canadienne en vigueur au cours de la période étudiée. Le cadre législatif actuel est résumé dans le rapport de la CCH canadienne limitée (1997).

conditions de travail, 3) la comparaison des scores numériques des emplois féminins et des emplois masculins en relation avec les taux salariaux et 4) les rajustements salariaux pour les emplois féminins «sous-évalués». Il convient de noter que la plupart des lois en matière d'équité salariale ne tiennent pas compte des écarts salariaux entre différents employeurs, établissements et secteurs d'activité, une source potentiellement importante de disparité salariale entre les sexes[5].

La première législation québécoise axée sur les plaintes couvrait, en principe, tous les employés de la province, exception faite des travailleurs relevant de l'administration fédérale. On a rarement eu recours à cette loi, à première vue, fort étendue : seulement 37 causes avaient été entendues de l'entrée en vigueur de la loi jusqu'à 1990 (Weiner et Gunderson, 1990). La législation fédérale, quant à elle, couvre la (grande) fonction publique fédérale et les industries sous réglementation fédérale (p. ex., le transport et l'activité bancaire)[6]. Elle est également axée sur les plaintes, toutefois, et semble, elle aussi, avoir peu été utilisée au cours de la période précédant les années à l'étude. En 1990, quelque 20 causes, touchant seulement 5 000 travailleurs, avaient été entendues en vertu de cette loi (Weiner et Gunderson, 1990)[7].

Vers la fin des années 1980, l'équité salariale dans les autres secteurs de compétence restait un phénomène assez récent et généralement limité au secteur public. Le Manitoba a adopté, en 1985, la première loi proactive en matière d'équité salariale. Les premiers rajustements salariaux devaient être effectués en septembre 1987, soit l'une des années visées par notre analyse. Puisque la mise en vigueur de cette législation s'est réalisée conformément au calendrier établi, il est possible que nos données tiennent compte des premiers effets de la loi, si tant est qu'il y en ait. Des initiatives similaires ont, par la suite, été prises par l'Ontario en 1987 ainsi que par la Nouvelle-Écosse et l'Île-du Prince-Édouard en 1988[8]. Compte tenu des plans de mise en vigueur de ces législations, il est probable que les effets des lois ne se soient pas fait sentir au cours de la période visée par notre analyse[9].

---

[5] Voir Reily et Wirjanto (1995) pour le Canada de même que Carrington et Troske (1995), Petersen et Morgan (1995) pour les É.-U. En revanche, la législation ontarienne proactive de 1987 permet des comparaisons indirectes entre différents employeurs et établissements, du moins dans le secteur public, lorsqu'il n'est pas possible d'établir des comparaisons au sein de l'établissement.

[6] Ces dernières couvrent également les sociétés d'État.

[7] Voir Symes (1990) et Cihon (1988) pour d'autres données confirmant que les législations fédérale et québécoise ont été rarement invoquées au cours de cette période.

[8] Terre-Neuve s'est dotée, en 1988, de mesures non législatives en matière d'équité salariale.

[9] L'examen des années 1987 et 1998 considérées séparément permettrait de mesurer les effets de la législation adoptée en 1988, le cas échéant.

Par conséquent, on peut considérer que, à la fin des années 1980, le marché du travail au Canada est fort peu touché par les effets des politiques en matière d'équité salariale, exception faite de l'incidence des lois fédérale et québécoise rarement invoquées et des effets initiaux éventuels de la législation manitobaine[10]. Il importe également de noter que la période étudiée précède l'entrée en vigueur des mesures proactives en matière d'équité salariale dans le secteur privé de l'Ontario et, plus récemment, du Québec. Les premiers rajustements paritaires dans le secteur privé de l'Ontario étaient prévus pour le 1er janvier 1991, tandis que la mise en œuvre de la loi québécoise adoptée en 1996 ne sera pas terminée avant l'an 2000.

Comment la situation canadienne se compare-t-elle à celle des É.-U.? Il convient de considérer deux dimensions de la question. La première se rapporte à l'interprétation et à l'application des lois fédérales, particulièrement la *Civil Rights Act* et la *Fair Labour Standards Act*, par la Cour suprême des É.-U. On estime généralement que les jugements rendus par les tribunaux au cours des années 1980 rejettent le principe voulant que les lois fédérales englobent le principe de «salaire égal pour un travail de valeur comparable». La seconde dimension se rapporte aux activités des États et des administrations locales et, à ce chapitre, la situation est quelque peu différente. En 1987, 36 États avaient mis sur pied des groupes de travail ou des commissions chargés d'appliquer les principes de l'équité salariale, et 20 États avaient effectué des rajustements paritaires, sous une forme ou une autre, dans le secteur public (Weiner et Gunderson, 1990). Il semble donc que, contrairement à ce que des comparaisons de la situation actuelle indiqueraient, les É.-U. devançaient légèrement le Canada au chapitre des politiques d'équité salariale au cours de la période étudiée. Il est certes possible que, en 1987-1988, l'emploi dans le secteur public de certains États ait subi les effets des initiatives en matière de valeur comparable.

[10] Il est possible que l'effet dissuasif des législations québécoise et fédérale ait incité certaines entreprises de ces secteurs de compétence à modifier leur structure salariale. Si nous ne disposons pas des données nécessaires pour suivre l'évolution de l'incidence de la féminité de l'emploi sur les salaires dans divers secteurs de compétence au cours des années 1980, nous sommes en mesure, néanmoins, d'examiner l'hétérogénéité des effets selon les provinces pour les années 1987 et 1988. Notre analyse de la situation selon les provinces visant les années 1987 et 1998 combinées (ce qui nous permet d'obtenir des échantillons plus importants) révèle que l'incidence de la féminité des professions sur les salaires des femmes est généralement peu marquée et non significative sur le plan statistique, les coefficients variant de -0,051 à 0,113 et les erreurs-types s'établissant à environ 0,06. Le signe des coefficients n'est pas lié de façon nette à l'existence ou à l'entrée en vigueur prochaine d'une législation provinciale en matière d'équité salariale : Terre-Neuve (-0,021), Nouvelle-Écosse (0,113), Nouveau-Brunswick (-0,009), Québec (-0,051), Ontario (-0,040), Manitoba (-0,001), Saskatchewan (0,094), Alberta (0,018), Colombie-Britannique (0,048).

3. Données et statistiques descriptives

Les données utilisées dans le cadre de la présente étude sont tirées de l'Enquête sur l'activité (EA) au Canada et de la *Current Population Survey Outgoing Rotation Groups* (CPS-ORG) des É.-U. pour les années 1987 et 1988[11]. Sont considérés dans l'analyse tous les travailleurs salariés âgés de 16 à 69 ans, qui n'étudient pas à plein temps et qui touchent plus de 1,00 $ l'heure[12]. Comme on l'explique ci-dessous, les variables supplémentaires mesurant le taux de féminité des professions sont tirées des données du recensement, et les variables mesurant les caractéristiques des professions sont codées conformément à la Classification canadienne descriptive des professions (CCDP).

L'EA est une enquête rétrospective couvrant l'activité tout au long de l'année. Pour simuler une enquête ponctuelle, nous avons sélectionné les renseignements sur l'emploi visant la troisième semaine de novembre[13]. Le salaire correspond à la rémunération provenant de l'emploi principal à ce moment-là; il s'agit du salaire horaire réel dans le cas des travailleurs payés à l'heure et du salaire horaire habituel dans le cas des autres travailleurs. Les taux de salaire sont définis de façon similaire dans les données américaines[14]. Dans les données américaines, nous avons supprimé les travailleurs pour lesquels un code d'industrie ou de profession a été imputé dans le cadre du recensement (1,3 %), mais non les travailleurs pour lesquels le salaire a été imputé (14 %) puisque nous ne pouvons isoler les observations de cette nature dans les données canadiennes[15]. La taille des échantillons ainsi constitués est présentée au tableau 1, qui indique également les niveaux moyens de salaire en dollars américains

[11] Étant donné que le CPS est fondé sur des groupes de renouvellement, les échantillons de 1987 et 1988 comportent certains chevauchements.

[12] Nous excluons les étudiants à plein temps parce qu'ils ne sont pas visés par la législation lorsqu'ils occupent un emploi connexe à leurs études. Cette exclusion assure également la comparabilité avec d'autres études (Macpherson et Hirsch, 1995).

[13] Le choix de cette semaine précise est dicté par les exigences de comparabilité avec d'autres études, dans le contexte d'un projet de recherche plus large. À l'aide des données du CPS-ORG américain, nous avons procédé à des expériences pour examiner les effets potentiels de la saisonnalité. Les régressions des moindres carrés pondérés (axés sur les poids de l'échantillon du CPS-ORG) du logarithme des salaires en fonction de la PFEM, fondées sur les données des différents trimestres, ont produit les estimations de paramètre suivantes : -0,228 (-0,027) en hiver, -0,239 (-0,027) au printemps, -0,230 (-0,041) en été, -0,212 (-0,019) à l'automne pour les femmes (et pour les hommes). Il semble donc que tout effet de saisonnalité lié au choix de la semaine sera peu marqué, mais force est de constater qu'il s'agira d'un biais par défaut.

[14] Pour calculer les salaires correspondant aux gains hebdomadaires définis par un seuil supérieur de 999 $ courants, nous avons utilisé les gains non corrigés.

[15] Les données de l'EA sont recueillies dans le cadre d'interviews téléphoniques et se caractérisent donc par un niveau nettement plus faible de salaires imputés.

Tableau 1

Salaires moyens, taux de féminité des professions, relation entre les salaires et le taux de féminité et écarts salariaux selon le type d'emploi : comparaison entre le Canada et les États-Unis

Échantillon	Femmes					Hommes					Ratio entre le salaire des femmes et celui des hommes
	N	Salaires	*PFEM*	$\hat{\gamma}$		*N*	Salaires	*PFEM*	$\hat{\gamma}$		
Canada : 1987											
Tous les emplois	17810	8,11	0,676	0,006	(0,61)	21500	10,70	0,254	-0,130	(0,052)	0,758
Emplois féminins	10801	8,17	0,858	-0,006	(0,337)	1627	10,15	0,773	-0,342	(0,427)	0,805
Emplois mixtes	5617	7,78	0,467	-0,792	(0,369)	6277	10,71	0,437	-0,492	(0,359)	0,726
Emplois masculins	1392	8,84	0,190	0,758	(0,251)	13596	10,77	0,091	0,110	(0,151)	0,821
Canada : 1988											
Tous les emplois	14868	8,94	0,668	-0,028	(0,060)	17739	11,69	0,251	-0,145	(0,052)	0,765
Emplois féminins	8815	8,96	0,857	-0,082	(0,320)	1324	11,45	0,777	-0,603	(0,399)	0,783
Emplois mixtes	4876	8,72	0,465	-0,992	(0,381)	4963	11,41	0,435	-0,780	(0,364)	0,764
Emplois masculins	1177	9,69	0,189	0,913	(,156)	11452	11,84	0,099	0,175	(0,156)	0,818
États-Unis : 1987											
Tous les emplois	80009	7,97	0,675	-0,228	(0,062)	87713	11,13	0,265	-0,022	(0,069)	0,716
Emplois féminins	50877	7,45	0,841	0,175	(0,271)	7899	9,66	0,742	-0,844	(0,315)	0,771
Emplois mixtes	22875	8,95	0,438	-0,065	(0,318)	29615	12,44	0,405	-0,199	(0,377)	0,719
Emplois masculins	6257	8,65	0,191	-0,501	(0,295)	50199	10,60	0,108	-0,130	(0,228)	0,816
États-Unis : 1988											
Tous les emplois	76979	8,35	0,670	-0,227	(0,062)	84009	11,51	0,266	-0,028	(0,069)	0,725
Emplois féminins	48518	7,82	0,839	0,130	(0,278)	7498	9,86	0,743	-0,812	(0,337)	0,793
Emplois mixtes	22311	9,31	0,436	-0,059	(0,310)	28341	12,89	0,404	-0,205	(0,381)	0,722
Emplois masculins	6150	8,98	0,187	-0,292	(0,288)	48170	10,97	0,108	-0,093	(0,231)	0,818

Note : Les salaires moyens sont exprimés en dollars US de 1988 (en fonction d'un taux de change de 1,2174). Les données de base sont tirées de l'EA de 1987 et de 1988 pour le Canada et du CPS ORG de 1987 et de 1988 pour les États-Unis. Les estimations de γ par les MCO et par les MCG simplifiés sont identiques. Les erreurs-types correspondantes, figurant entre parenthèses, proviennent de la stratégie d'estimation en deux étapes qui détermine les poids en fonction de la somme des poids des personnes (c.-à-d. les poids de l'EA ou du CPS) (selon la profession).

de 1988 selon le sexe[16]. Nous avons utilisé un taux de change de 1,2174 équivalant au cours au comptant en novembre 1988[17].

Dans notre analyse, la féminité d'une profession (*PFEM* - pourcentage de femmes) correspond à la proportion des effectifs féminins de la profession. Pour réduire au minimum l'erreur de mesure, le *PFEM* est établi à partir du recensement canadien de 1991 et du recensement américain de 1990 (les années de référence étant 1990 et 1989, respectivement)[18]. Dans chacun des cas, nous avons échantillonné des personnes qui étaient employées au cours de la semaine de référence et qui répondaient par ailleurs aux critères de sélection s'appliquant aux données sur l'emploi[19]. Les classifications canadienne et américaine détaillées des professions se caractérisent par un niveau similaire d'agrégation et comportent environ 500 catégories; les codes américains de profession comptent trois chiffres, et les codes canadiens, quatre chiffres[20]. Il existe, toutefois, des différences appréciables entre le codage des professions dans les deux pays, différences qui pourraient constituer un facteur important dans notre analyse. À titre d'exemple, les enseignants du niveau postsecondaire sont classés selon le domaine aux É.-U., tandis qu'ils sont regroupés sous une seule catégorie au Canada; les cols bleus sont classés selon l'industrie au Canada, alors qu'ils ne le sont pas aux É.-U. Pour déterminer l'effet de ces différents systèmes de classification, nous présentons, pour chacun des pays, les résultats en utilisant les codes de profession pertinents propres à chacun d'eux de même qu'un «tableau de concordance» dans lequel les codes des deux pays sont regroupés dans des catégories communes. Compte tenu des différences dans les classifications des deux pays, le «tableau de concordance» regroupe, dans certains cas, plus d'une catégorie initiale, ce qui porte le nombre total de catégories à 310 au maximum. En règle générale, ce regroupement touche des professions ayant une composition similaire quant au sexe, mais on relève quelques exceptions. Ainsi, les barbiers et les coiffeurs ou les tailleurs et les couturiers, qui forment des catégories distinctes dans la classification

---

[16] L'EA et le CPS-ORG fournissent tous les deux des poids d'échantillon qui sont utilisés dans l'analyse.

[17] Le numéro de la série CANSIM correspondante est le B40001. Notons que le taux de change mensuel a varié de 1,2853 à 1,1960 cette année-là.

[18] Les codes des professions de la CTP canadienne de 1980 figurant dans l'EA sont également disponibles dans le recensement de 1991. Par ailleurs, le recensement américain de 1990 s'appuie sur les codes de 1990, tandis que les CPS-ORG de 1987 et de 1988 sont fondés sur les codes de 1980. Heureusement, on n'a noté que six modifications de codes de profession, et nous avons été en mesure d'effectuer le recodage nécessaire.

[19] Par exemple, les données du recensement canadien visant les résidents du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest ont été supprimées puisque ces personnes ne sont pas visées par l'EA.

[20] À notre connaissance, le système de classification plus détaillé des professions (sept chiffres), qui comprend quelque 6 500 catégories, n'a été intégré à aucune enquête générale.

américaine sont regroupés sous une seule catégorie dans la classification canadienne et dans le tableau de concordance.

Il n'était pas possible d'évaluer les données canadiennes dans le passé parce que les ensembles de données à grande diffusion comprennent des codes rudimentaires de profession. Baker et al. (1983) présentent quelques résultats indiquant une relation entre les salaires et la féminité de l'emploi au Canada en 1985. Ces résultats sont toutefois tirés des données de l'*Enquête sur les finances des consommateurs*, dans laquelle les professions ne sont disponibles qu'en fonction du niveau à deux chiffres (c.-à-d. 47 catégories). Ils indiquent, par surcroît, que les estimations de la corrélation sont sensibles au regroupement des catégories de profession[21]. Il est heureux que nous ayons pu avoir accès aux versions des fichiers du recensement et de l'EA comportant les codes de profession plus détaillés[22].

Nous présentons, au tableau 1, un aperçu du taux de féminité des professions et de ses répercussions sur les salaires au Canada et aux É.-U., en 1987 et 1988. Pour tous les emplois, le taux de féminité (*PFEM*) selon le sexe est très similaire dans les deux pays. Dans le cas des femmes, le taux de féminité de l'emploi est d'environ 67 % en moyenne, tandis que pour les hommes, il s'établit à 25 % ou à 26 %. Les statistiques sont également présentées selon le type d'emploi : «emplois féminins», «emplois mixtes» et «emplois masculins». Les emplois à prédominance féminine s'entendent des emplois dont le taux de féminité est égal ou supérieur à 60 %[23]. En 1988, 57 % des travailleuses occupaient des emplois dans une profession féminine au Canada et 61 % aux É.-U. Le travail de bureau et les soins de santé sont des emplois féminins types. Les emplois à prédominance masculine sont ceux dont le taux de féminité est égal ou inférieur à 30 %. En 1988, 9,8 % des femmes occupaient un emploi dans une profession masculine au Canada et 8,5 % aux É.-U. Les emplois de conducteurs de camion et de mécaniciens sont des emplois masculins types. Les autres emplois sont mixtes. En 1988, ils représentaient 33 % des emplois féminins au Canada et 30 % aux É.-U. La gestion de même

[21] Ils comparent les estimations de la corrélation entre les salaires et le taux de féminité de l'emploi au moyen des données de l'EFCT en utilisant, à tour de rôle, les codes des professions à 1 chiffre (c.-à-d. ceux du recensement canadien) et à 2 chiffres. La corrélation, dans le cas des femmes, est positive et s'établit à 0,354 (0,028) et 0,055 (0.034) pour les codes à 1 et 2 chiffres, respectivement (l'erreur-type est indiquée entre parenthèses). Les auteurs obtiennent des variations similaires dans le cas des résultats visant les hommes.

[22] Outre les codes détaillés des professions, les données canadiennes comprennent (à l'instar des données américaines) une variable d'âge d'une seule année plutôt que les classes habituelles de cinq ans utilisées dans le cadre de l'EA.

[23] Ces définitions des emplois masculins et des emplois féminins correspondent aux définitions utilisées récemment dans diverses lois, la *Loi sur l'équité salariale* de l'Ontario, par exemple.

que la préparation et la transformation des aliments sont des emplois mixtes types. Là aussi, on observe un *PFEM* très similaire pour les différentes catégories dans les deux pays. L'indice de Duncan fournit un sommaire pratique de cette information et confirme la similitude du taux de féminité des professions dans les deux pays : il est de 59 % au Canada et de 58 % aux É.-U.[24].

Nous présentons également les salaires moyens (en dollars américains de 1988) et $\hat{\gamma}$ de la régression $\ln w_i = \delta + \gamma\, PFEM_i + \epsilon_i$ estimé par les moindres carrés pondérés, en fonction des poids d'échantillon de l'EA et du CPS-ORG, respectivement. Aucun des écarts observés au chapitre des salaires moyens dans les différents types d'emploi n'est statistiquement significatif compte tenu de l'importance de l'écart-type. Cependant, ces statistiques descriptives donnent un avant-goût des résultats à venir. Aux É.-U., les femmes occupant des emplois féminins sont les moins rémunérées en moyenne, tandis que les femmes occupant des emplois mixtes touchent les salaires les plus élevés. Au Canada, ce sont les femmes occupant des emplois mixtes qui obtiennent les salaires les moins élevés. Il n'est donc pas surprenant que, dans le cas des femmes, l'estimation de γ corresponde pratiquement à 0 au Canada, alors que, aux É.-U., l'élasticité implicite à un pourcentage moyen de femmes de 0,67 équivaut à (0,67 × -0,227) -0,152. Pour les hommes, la situation des deux pays est inversée : aux É.-U., l'estimation de γ s'établit maintenant presque à 0, tandis que, au Canada, l'élasticité implicite à un pourcentage moyen de femmes de 0,25 est de (0,25 × -0,135) -0,033. Il convient de noter que les résultats américains s'apparentent aux résultats obtenus par Macpherson et Hirsch (1995) pour ces années-là.

Les professions qui «dominent» les coefficients de la régression simple apparaissent aux figures 1 et 2, qui présentent la ligne de régression du logarithme des salaires professionnels moyens en fonction du taux de féminité pour le Canada et les É.-U. en 1988. La taille relative du cercle indique le poids relatif de la profession. Ces graphiques montrent clairement une ligne de régression ayant une pente négative aux É.-U., tandis que la ligne correspondante au Canada a une pente nulle. Notons que les caissières, les serveuses et les travailleuses des services de garde d'enfants semblent toutes être

[24] L'indice de ségrégation de Duncan (mesuré par $1/2 \sum |m_j - f_j|$, où m_j et f_j désignent la proportion des effectifs masculins et féminins, respectivement, dans une profession j) fournit une mesure de la concentration des femmes dans certaines professions. Rappelons qu'il est possible d'interpréter cet indice comme la proportion de la population active masculine ou féminine devant changer de profession pour que l'on obtienne une répartition égale.

relativement mieux rémunérées au Canada. Ces résultats pourraient être attribuables aux effets du salaire minimum qui tend à accroître les salaires des travailleurs les moins bien rémunérés[25].

La figure 3 présente les régressions par une fonction de noyau de la même relation pour le Canada et les É.-U.[26]. Les deux panels révèlent une certaine non-linéarité correspondant à différents taux de féminité dans les deux pays. Au Canada, le creux apparaît autour d'un taux de féminité de 55 %, tandis que, aux É.-U., la courbe descend autour d'un taux de 80 %. Ces écarts sont reflétés dans les estimations de γ selon le type d'emploi. Aux É.-U., la corrélation entre le logarithme des salaires et le *PFEM* varie de façon monotone à mesure que l'on se déplace d'un emploi à l'autre. Dans le cas des femmes, la pénalité salariale la plus forte attribuable au *PFEM* se retrouve dans les emplois masculins, et la pénalité la plus faible, dans les emplois féminins. On observe une tendance opposée chez les hommes : la pénalité la plus forte est enregistrée dans les emplois féminins, et la plus faible, dans les emplois masculins. Les différences liées à la position relative des professions constitueront un facteur important de notre analyse des écarts entre le Canada et les É.-U. au chapitre de la corrélation entre les salaires et le taux de féminité des professions.

Enfin, nous présentons également, au tableau 1, le ratio non corrigé entre les salaires des femmes et des hommes, qui s'établit en moyenne à 76 % au Canada (pour l'ensemble des emplois) et à 72 % aux É.-U. Ce ratio est systématiquement plus élevé au Canada, bien que l'écart entre les deux pays ne soit pas substantiel[27]. Ces ratios sont supérieurs aux ratios habituellement obtenus pour les travailleurs à plein temps toute l'année (environ 0,65 au Canada en 1988). Nous supposons que la sélection des travailleurs à plein temps toute l'année introduit un biais d'échantillonnage différent chez les hommes et chez les femmes. En effet, l'exclusion des travailleurs à temps partiel et des travailleurs saisonniers chez les hommes touche des travailleurs dont la participation au marché du travail est plus marginale, ce qui produit une distribution des salaires désaxée davantage vers la gauche. Dans la

---

[25] Au Canada, le salaire minimum provincial le plus élevé (enregistré en Ontario et au Québec) s'élevait à 4,75 $ CAN (5,78 $ US). Aux É.-U., le salaire minimum fédéral s'élevait à 3,35 $ US, mais 10 États avaient imposé des salaires minimums plus élevés, variant de 3,55 $ à 4,33 $.

[26] Il est facile de comprendre les régressions par une fonction de noyau en relation avec les moyennes mobiles. Autour de n'importe quel taux de féminité, il est possible de calculer une moyenne mobile qui correspond à la somme des salaires professionnels moyens multipliée par une fonction de pondération rectangulaire d'une largeur donnée. La régression par une fonction de noyau correspondante sera calculée ainsi : la somme des salaires professionnels moyens multipliée par une fonction de pondération gaussienne, appelée noyau, d'une largeur de bande définie. Ici, la largeur de bande utilisée est de 0,05 pour le Canada et de 0,065 pour les É.-U.

[27] Macpherson et Hirsch (1995) obtiennent des ratios non corrigés entre les salaires des femmes et des hommes de 0,692 pour 1987 et de 0,699 pour 1988.

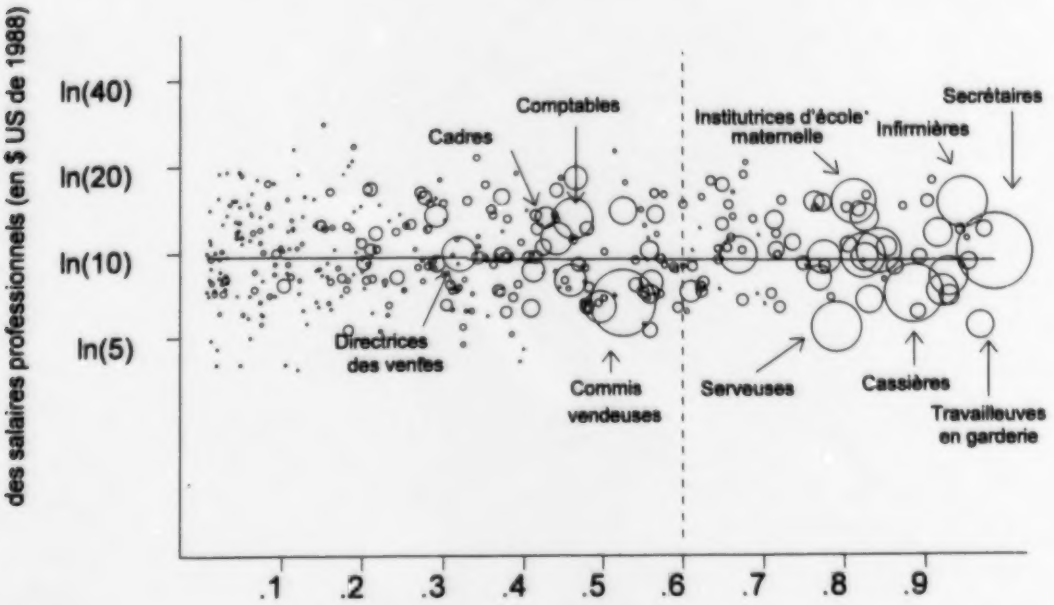


Figure 1. Impact du taux de féminité sur les salaires professionnels moyens des femmes au Canada – 1988

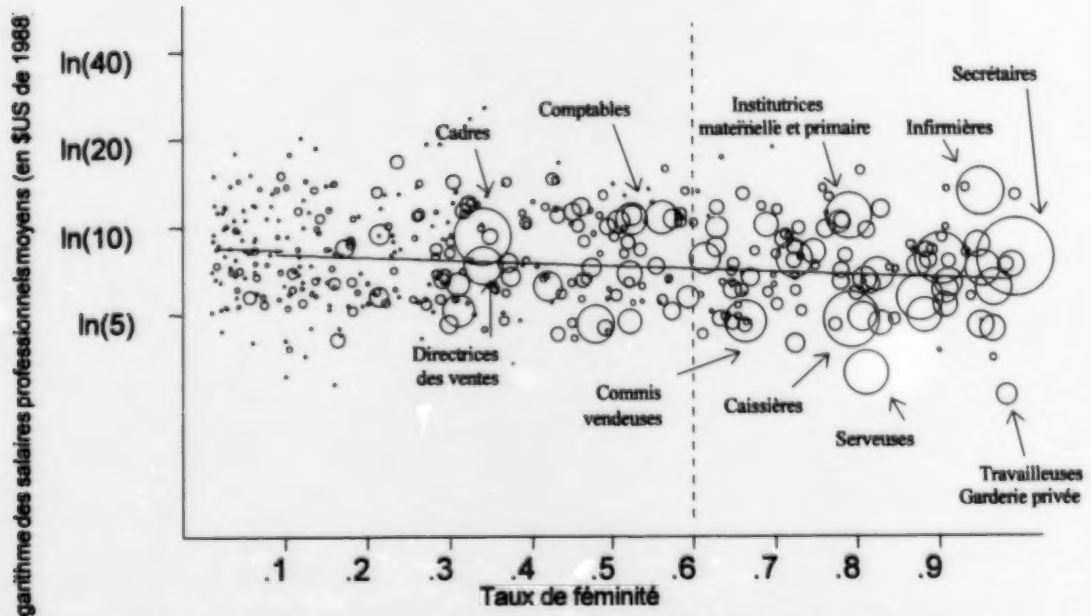


Figure 2. Impact du taux de féminité sur les salaires professionnels moyens moyens des femmes aux États-Unis – 1988

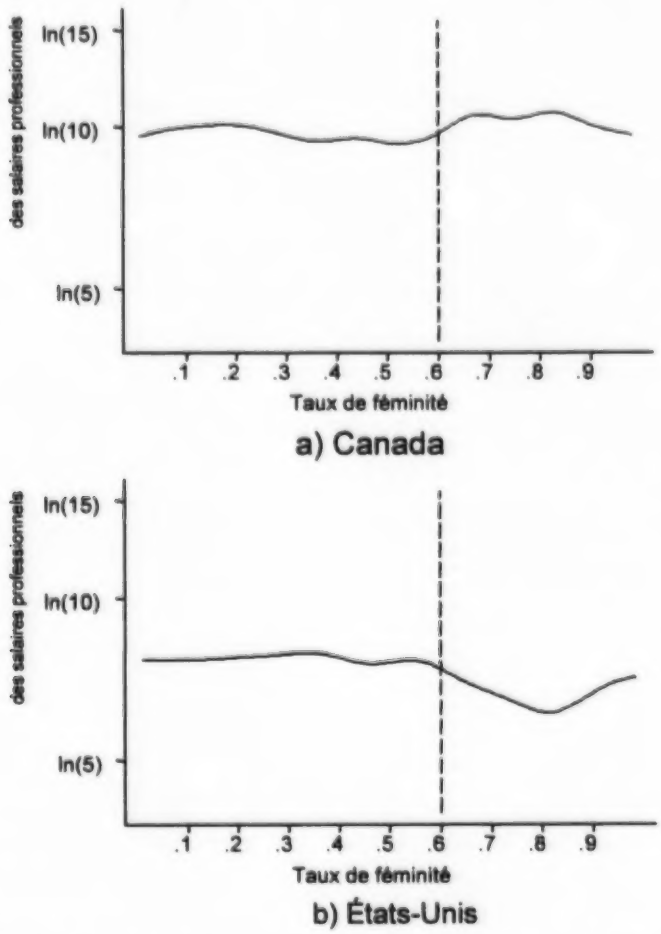


Figure 3. Régression de noyau pondérée des salaires professionnels
Moyens des femmes en fonction du taux de féminité – 1988

mesure où les femmes choisissent de travailler à temps partiel ou une partie de l'année pour des raisons d'ordre familial, les emplois à temps partiel sont mieux répartis dans l'ensemble de la population des femmes. Cette exclusion ne provoque pas une distorsion de la distribution des salaires aussi marquée que chez les hommes. Pour tenir compte du fait que les femmes sont plus nombreuses que les hommes à travailler à temps partiel, une correction plus appropriée consiste à pondérer les données selon le nombre d'heures de travail. Cette correction a pour effet d'accroître le ratio entre les salaires des femmes et des hommes d'environ un point dans les deux pays.

Les variables de l'EA relatives à l'éducation n'indiquent pas le nombre d'années d'études, contrairement aux variables du CPS-ORG. À la lumière des variables américaines du nombre

d'années d'études et de la «dernière année d'études terminée», nous avons été en mesure de classer les données américaines en six catégories de scolarité largement comparables à celles de l'EA. Les pourcentages d'hommes et de femmes dans chacune des catégories de scolarité de même que la moyenne d'autres variables des échantillons canadiens et américains pour l'année 1988 sont présentés au tableau 2. Les échantillons américains se caractérisent par des niveaux moyens de scolarité plus élevés, qui s'expriment surtout dans le pourcentage de personnes ayant uniquement terminé des études primaires et le pourcentage de personnes détenant un diplôme universitaire.

Les Américains sont également plus susceptibles d'appartenir à la population non blanche, terme qui désigne ici les minorités visibles. Le codage de la variable «minorité visible» au Canada fait toutefois l'objet d'une controverse. Il s'agit d'une variable construite à partir des données sur l'origine ethnique également susceptibles de refléter le statut d'immigrant. Elle n'est donc pas aisément comparable à la variable américaine. Par conséquent, nous ne soulignons pas les différences entre le Canada et les É.-U. à ce chapitre[28].

Généralement, l'écart entre les deux pays pour ce qui est de la distribution des travailleurs selon le secteur d'activité est inférieur à un point. Font exception à cette règle la fabrication de biens durables et le commerce qui regroupent 1,5 % et 3 % de travailleurs de plus, respectivement, aux É.-U. qu'au Canada de même que le secteur de l'administration publique qui regroupe 2,5 % de travailleurs de plus au Canada qu'aux É.-U. Ce dernier écart n'est pas aussi marqué que ce à quoi l'on aurait pu s'attendre. Il convient également de noter que, dans les deux pays, environ 30 % des femmes travaillent dans le secteur «public» : services médicaux, assistance sociale et services d'enseignement. Les écarts relevés entre les deux pays pour ce qui est des services aux consommateurs et des services aux entreprises doivent être remis en perspective, la classification des activités de base dans ces regroupements pouvant différer d'un pays à l'autre[29]. Dans le même ordre d'idées, le secteur fédéral au Canada couvre les principales activités relevant des compétences fédérales et ne peut faire l'objet d'une comparaison directe avec le secteur américain correspondant.

[28] Nous avons examiné l'influence de la race sur la relation entre les salaires et les taux de féminité aux É.-U. Nous avons estimé nos régressions à l'aide d'un sous-échantillon d'Américains blancs et nous n'avons observé aucun écart appréciable entre ces résultats et ceux visant l'ensemble de l'échantillon. À titre d'exemple, les estimations de régression «brutes» s'établissent à -0,234 pour les femmes et à 0,001 pour les hommes.

[29] Par exemple, au Canada, les photographes et les services de voyage sont classés dans la catégorie des services aux consommateurs. Aux É.-U., ces activités n'apparaissent pas dans les codes d'activité à trois chiffres. Il n'est donc pas possible de savoir dans quelle catégorie elles sont classées.

Tableau 2
Moyennes de variables choisies – 1988

Variable	Femmes		Hommes	
	Canada	États-Unis	Canada	États-Unis
Salaires ($ US de 1988)	8,95	8,35	11,69	11,51
Écart-type des salaires	(4,56)	(5,64)	(5,60)	(6,91)
Âge	36,5	37,2	37,2	37,3
Scolarité :				
Études primaires	0,063	0,330	0,104	0,056
Études secondaires partielles	0,101	0,870	0,130	0,111
Diplôme d'études secondaires	0,362	0,404	0,341	0,362
Études postsecondaires partielles	0,101	0,115	0,097	0,096
Diplôme d'études postsecondaires	0,210	0,141	0,162	0,126
Diplôme universitaire	0,164	0,220	0,167	0,248
Temps partiel	0,226	0,168	0,042	0,046
Marié	0,665	0,569	0,690	0,646
Minorité visible	0,052	0,152	0,051	0,132
Région métropolitaine	0,731	0,802	0,703	0,800
Secteur d'activité				
Agriculture, foresterie et pêche	0,011	0,007	0,023	0,022
Extraction minière	0,006	0,003	0,029	0,011
Construction	0,017	0,013	0,085	0,099
Fabrication				
Biens non durables	0,730	0,077	0,110	0,093
Biens durables	0,470	0,074	0,159	0,175
Transports et services publics	0,460	0,450	0,116	0,106
Commerce	0,161	0,195	0,156	0,178
Finances, assurances et immobilier	0,088	0,096	0,040	0,049
Services aux entreprises et services professionnels	0,062	0,079	0,043	0,081
Services aux consommateurs	0,121	0,060	0,055	0,028
Services de santé, de bien-être et d'enseignement	0,291	0,301	0,098	0,098
Administration publique	0,075	0,051	0,086	0,60
Fédérale	0,200	0,016	0,042	0,019
Provinciale (États)	0,290	0,018	0,023	0,016
Locale	0,016	0,016	0,035	0,025
Taux de syndicalisation	0,371	0,157	0,452	0,236
Ancienneté professionnelle	5,780		8,000	
Taille de l'établissement :				
Moins de 20 employés	0,376		0,300	
De 20 à 99 employés	0,298		0,320	
De 100 à 499 employés	0,203		0,237	
500 employés et plus	0,122		0,142	
N^bre d'observations	14 868	76 979	17 739	84 009

Une différence considérable entre les deux pays tient à la proportion des travailleurs régis par une convention collective. Les taux de syndicalisation au Canada sont presque deux fois plus élevés qu'aux É.-U. Les écarts relatifs aux taux de syndicalisation ont fait l'objet d'analyses plus poussées dans d'autres articles. À la lumière des données de l'EA, Riddell (1993) obtient (p. 113) des taux de syndicalisation de 43,7 % (40,5 %) pour les hommes et de 35,2 % (34,3 %) pour les femmes en 1986 (1990).

Lemieux (1993), qui utilise les fichiers fusionnés de données longitudinales de l'EA pour 1986-1987, obtient (p. 76) des taux de syndicalisation de 45,8 % pour les hommes et de 36,4 % pour les femmes. Les taux que nous avons obtenus sont légèrement supérieurs à ceux de Riddell et s'apparentent à ceux de Lemieux (45,2 % pour les hommes et 37,1 % pour les femmes). Outre les effets attribuables à des années d'enquête différentes, l'exclusion des étudiants à plein temps dans notre analyse pourrait expliquer une partie des écarts enregistrés. Si nous ajoutons ces personnes à notre échantillon, nous obtenons des taux de syndicalisation de 43,2 % pour les hommes et de 35,4 % pour les femmes. Notons que nos taux, de même que ceux de Lemieux et de Riddell, sont supérieurs aux taux obtenus par Doiron et Riddell (1994) à l'aide des données de l'EA de 1988 (38 % pour les hommes et 29 % pour les femmes).

L'influence potentielle qu'exerce la syndicalisation sur l'effet du taux de féminité des professions sur les salaires des femmes est illustrée à la figure 4. La figure 4 présente graphiquement les estimations de densité par une fonction de noyau (qui peuvent être interprétées comme des histogrammes lissés) des salaires des femmes selon le type d'emploi dans les deux pays[30]. Les taux de syndicalisation des femmes en 1988 s'établissent à 43 % pour les emplois féminins, à 26 % pour les emplois mixtes et à 35 % pour les emplois masculins au Canada. Aux É.-U., en revanche, les taux de syndicalisation des femmes diminuent à mesure qu'augmente la féminité de l'emploi, les taux pour les emplois

[30] On peut facilement comprendre les estimations de densité par une fonction de noyau en relation avec les histogrammes. Les histogrammes représentent les fréquences d'observation dans un certain nombre d'intervalles d'une largeur donnée, qui détermine le degré de lissage de l'histogramme. Dans le cas de l'estimation de densité par une fonction de noyau, le paramètre similaire est désigné par le terme «largeur de bande»; nous utilisons ici une largeur de bande de 0,07. Dans un histogramme, la fréquence des observations dans un intervalle donné peut être calculée ainsi : le nombre d'observations multiplié par une fonction de pondération rectangulaire de la largeur de l'intervalle. Plutôt que d'utiliser une fonction de pondération rectangulaire, les estimations de densité par une fonction de noyau présentées ici s'appuient sur une fonction gaussienne de pondération, appelée «noyau», et peuvent représenter la somme des «cloches» situées à chacune des observations. Il convient de noter que chaque observation est pondérée par le produit du poids de l'échantillon et du nombre habituel d'heures de travail par semaine. Ces estimations «pondérées en fonction des heures» donnent plus de poids aux travailleurs qui comptent un nombre plus élevé d'heures de travail. De plus, l'intégrale de toutes les fonctions des densités estimées est égale à un, et ces densités ne reflètent donc pas les poids relatifs des types d'emploi.

féminins, mixtes et masculins s'établissant à 15 %, 16 % et 19 %, respectivement[31]. Comme le soutiennent DiNardo, Fortin et Lemieux (1996), la syndicalisation produit une structure salariale plus comprimée. De ce fait, les densités des salaires des femmes dans les emplois féminins et les emplois masculins au Canada se caractérisent par un *mode commun* et sont nettement plus comprimées que les densités correspondantes aux É.-U. Doiron et Riddell (1994) soutiennent que les disparités salariales entre les sexes se seraient accrues de 7 points entre 1981 et 1988 n'eut été de la réduction des écarts relatifs aux taux de syndicalisation des hommes et des femmes observée au cours de cette période. Nous examinerons donc, ci-dessous, l'influence potentielle qu'exercent les taux différents de syndicalisation sur les écarts liés à la corrélation entre les salaires et le *PFEM* dans les deux pays.

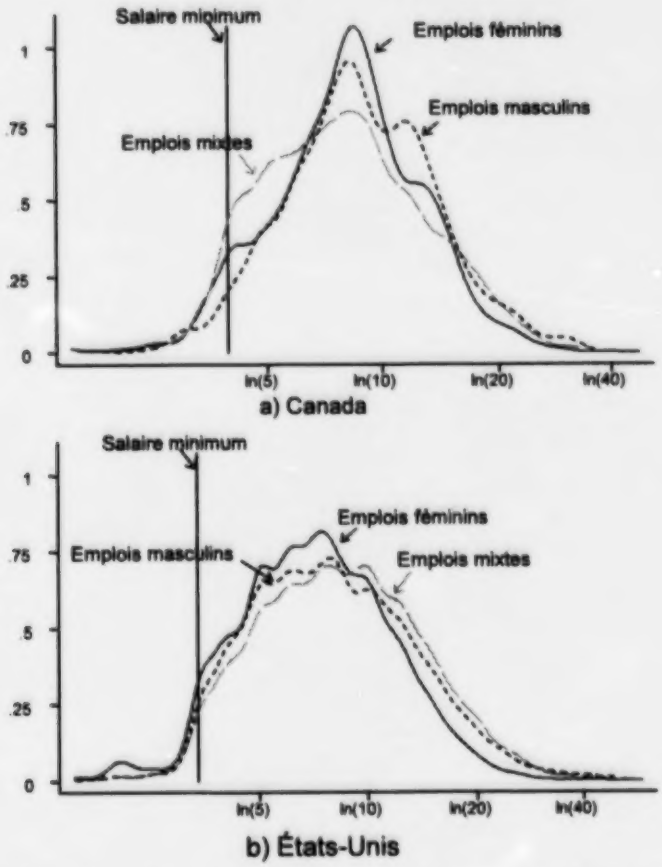


Figure 4. Estimations de densité des salaires des femmes – 1988

[31] D'autres comparaisons des différences entre les deux pays quant aux taux de syndicalisation selon les emplois sont présentées à la section 6.

Enfin, les échantillons canadiens comprennent quelques variables supplémentaires, telles que l'ancienneté professionnelle et la taille de l'établissement, que nous utilisons dans certaines parties de l'analyse. Au Canada, les hommes ont plus d'ancienneté professionnelle que les femmes et sont plus susceptibles de travailler dans de grands établissements.

Les différences dans les caractéristiques professionnelles des emplois occupés par les femmes et les hommes ont été examinées dans la mesure où elles pourraient expliquer l'incidence du taux de féminité des professions sur les salaires. Il est possible que les femmes touchent des salaires moins élevés parce qu'elles exercent des professions nécessitant moins de compétences et sont donc moins productives ou moins valorisées par l'entreprise (Hodson et England, 1986). Les hommes pourraient toucher des revenus plus élevés parce qu'ils occupent des emplois comportant plus de risques (Leigh, 1984), emplois qui sont assortis d'une prime salariale compensatoire. Pour dresser un portrait complet des données canadiennes, nous examinons également l'influence de certaines caractéristiques professionnelles importantes tirées de la *Classification canadienne descriptive des professions* (CCDP) (l'équivalent canadien du *Dictionary of Occupations Titles*, DOT). Comme nous l'expliquerons de façon plus détaillée à la section 5.2, nous avons extrait les caractéristiques suivantes de la CCDP : formation générale (FG), préparation professionnelle spécifique (PPS), exigences physiques et conditions d'ambiance. Nous avons obtenu les données sur la FG et la PPS sous forme lisible par machine auprès du Groupe de la politique stratégique de Développement des ressources humaines Canada. Toutefois, nous avons dû tirer les autres caractéristiques de divers manuels et de leurs mises à jour[32]. Nous disposions des caractéristiques des emplois pour les codes de profession à sept chiffres (plus de 6 500 catégories) et, en l'absence des poids appropriés, nous avons établi des moyennes en fonction des catégories à quatre chiffres[33]. Bien que la fiabilité des caractéristiques professionnelles de

[32] Bien que Hunter et Manley aient créé une version lisible par machine de 43 caractéristiques de travailleurs disponibles en fonction de la CCDP, leur version est axée sur la CTP de 1971, et les conditions d'ambiance n'y figurent pas.

[33] Notons qu'une procédure similaire a été utilisée dans Macpherson et Hirsch (1995).

la CCDP n'ait pas encore été évaluée, il est probable que ces données posent les mêmes problèmes (soit un biais relatif au sexe) que les données du DOT (voir par exemple Treiman, 1979 et Miller, Treiman, Cain et Ross, 1980)[34].

[34] Treiman (1979) examine les biais relatifs au sexe qui peuvent être introduits dans les systèmes d'évaluation des emplois. Il soutient que les critères qu'utilisent bon nombre de systèmes pour mesurer les caractéristiques des emplois (habituellement les compétences, l'effort, les responsabilités et le milieu de travail) peuvent favoriser les emplois masculins ou permettre une différentiation plus marquée des emplois masculins. Par exemple, l'effort est souvent mesuré par la force nécessaire plutôt qu'en fonction des niveaux de fatigue; les compétences manuelles se rapportent aux aptitudes à utiliser des outils plutôt qu'à l'adresse; les responsabilités sont mesurées selon le critère de la surveillance plutôt qu'en fonction des capacités d'organisation. L'auteur pose l'hypothèse que ce biais relatif au sexe remonte aux origines industrielles d'un grand nombre de systèmes d'évaluation des emplois.

4. Cadre économétrique

À la lumière des différents courants de la théorie classique du capital humain et de l'économie des ressources humaines (ou la gestion des ressources humaines), nous incluons les caractéristiques des personnes et des emplois dans le modèle des salaires. Le logarithme du salaire d'une personne *i* correspond à :

$$\ln w_i = X_i\beta + \alpha_k \cdot OCC_{ki} + \nu_i, \quad (1)$$

où X_i représente les caractéristiques qui varient selon la personne, OCC_{ki}, les variables nominales des professions qui prennent la valeur «1» si la personne exerce la profession *k* et la valeur «0» dans les autres cas, et ν_i, le terme d'erreur propre à la personne. La corrélation entre les effets fixes de la profession, α_k, et le taux de féminité de cette profession, soit la question qui se trouve au cœur de notre analyse, est définie comme suit :

$$\alpha_k = \lambda + \gamma PFEM_k + \eta_k, \quad (2)$$

où $PFEM_k$ est le pourcentage des effectifs de sexe féminin dans une profession *k*, et η_k, un terme d'erreur portant sur l'ensemble de la profession. Lorsque nous insérons l'équation (2) dans l'équation (1), nous obtenons :

$$\ln w_i = \lambda + X_i\beta + \gamma PFEM_k + (\eta_k + \nu_i). \quad (3)$$

Il est clair que les erreurs-types obtenues à partir de l'estimation de cette équation par les moindres carrés ordinaires (MCO) seront biaisées, dans la mesure où le terme d'erreur est corrélé entre les personnes au sein d'une même profession en raison de η_k [35].

Une des façons de procéder consiste à estimer directement l'équation (3) par les moindres carrés généralisés (MCG). Une autre méthode consiste à utiliser la procédure suivante en deux étapes[36]. Il

[35] Puisque nous utiliserions les poids d'échantillon dans cette régression, il s'agirait, à proprement parler, d'une régression des moindres carrés pondérés.

[36] Amemiya (1978) compare les propriétés de l'estimateur par les MCG à une seule étape et celles des estimateurs à deux étapes. Si nous utilisons les MCG à la seconde étape, nous obtenons une équivalence parfaite. Bien entendu, en pratique, nous utilisons les MCG simplifiés à la seconde étape, qui se fonde sur une structure hypothétique particulière du terme d'erreur.

s'agit, dans un premier temps, d'estimer l'équation (1) par les MCO ou, dans le cas qui nous intéresse, par les moindres carrés pondérés (MCP), puisque nous utilisons les poids des personnes de l'EA ou du CPS dans l'estimation. Nous pouvons exprimer comme suit les estimations des effets de la profession qui en résultent :

$$(4) \qquad \hat{\alpha}_k = \alpha_k + ,_k ,$$

où $,_k$ représente l'erreur de mesure de $\hat{\alpha}_k$. Nous estimons ensuite l'équation :

$$(5) \qquad \hat{\alpha}_k = \lambda + \gamma PFEM_k + (,_k + \eta_k),$$

en substituant nos estimations des effets de la profession à la variable dépendante de l'équation (2). Notons que l'erreur de mesure dans la variable dépendante ne biaise pas l'estimation de γ. La stratégie d'estimation convenant à l'équation (5) dépend de la composante d'erreur, $,_k$ ou η_k, qui domine le terme d'erreur composé. D'une part, $,_k$ est susceptible d'être hétéroscédastique, ce qui tend à privilégier la méthode des MCG. Dans ce cas, les poids appropriés sont proportionnels à la taille de l'échantillon d'une profession ou à la variance de ses effets fixes α_k. D'autre part, il n'existe pas de raison évidente permettant de supposer que η_k n'est pas homoscédastique, et s'il est dominant, la méthode des MCO, ou ce que nous désignerons par le terme «moindres carrés non pondérés» (MCNP) pour des raisons que nous expliquerons ultérieurement, convient à la seconde étape. Dans cette stratégie, chacune des professions se voit attribuer le même poids[37].

[37] Dans cette stratégie, ce sont donc les professions, et non les personnes, qui constituent l'unité d'observation. Pour une description des problèmes posés par ce type d'analyse, voir Cheng, Orazem, Mattila et Greig (1997). Il convient également de noter que toute lacune du système de classification des professions sera transposée dans l'estimation. Les systèmes de classification des professions des É.-U. et du Canada employés dans le cadre de la présente étude comportent un biais favorable aux hommes au sens où, dans les deux cas, la classification des emplois de cols bleus est plus détaillée que celle des emplois de cols blancs. Plus précisément, on recense 299 (262) professions masculines, 133 (120) professions mixtes et 80 (115) professions féminines dans nos échantillons canadiens (américains).

Pour établir une comparaison, nous présentons les résultats axés sur les MCNP et sur deux estimateurs par les MCG simplifiés dans les régressions de la deuxième étape. Dans le cas des MCG1, nous utilisons les estimations par les MCP des variances d'échantillonnage de $\hat{\alpha}_k$ des régressions de la première étape pour déterminer les poids[38]. Dans le cas des MCG2, la somme des poids des échantillons de l'EA ou du CPS (selon la profession) sert à déterminer les poids. Notons que notre stratégie économétrique tient compte du problème posé par l'utilisation de données groupées dans le cadre d'une régression à l'échelle des personnes, problème soulevé par Moulton (1986). Macpherson et Hirsch (1995, p.450) reconnaissent l'existence de ce problème : lorsqu'ils ont adopté une procédure en deux étapes, ces auteurs ont obtenu des erreurs-types équivalant à 10 fois les estimations par les MCO[39].

[38] Puisque les régressions de la première étape sont estimées par les moindres carrés pondérés (au moyen des poids d'échantillon de l'EA et du CPS), il serait préférable, conformément à Wooldridge (1998), d'utiliser les estimations de White des variances d'échantillonnage de $\hat{\alpha}_k$ pour déterminer les poids dans les MCG1. Notons, toutefois, que bon nombre des cellules des professions sont très petites de sorte que le biais de l'échantillon de taille finie des estimations de White pourrait être assez important. Nous avons testé cette procédure et avons obtenu, en pratique, des résultats très similaires aux estimations par les MCNP présentées au tableau 3 (soit des poids relativement égaux pour les différentes professions).

[39] Macpherson et Hirsch (1995) indiquent également des modifications aux coefficients estimés. Par exemple, le coefficient de féminité de l'emploi pour les hommes, obtenu au moyen de la spécification élargie, passe de -0,0986 avec les MCO à -0,1305 avec les MCP.

5. Résultats

5.1 Estimations corrigées de la pénalité salariale attribuable au PFEM

Au tableau 3, nous présentons les résultats des régressions de la deuxième étape, la relation estimée entre les salaires et la féminité de l'emploi au Canada et aux É.-U., que nous rajustons progressivement pour tenir compte des caractéristiques de productivité des personnes découlant des régressions de la première étape. À la première rangée de chacune des années, nous neutralisons les variables relatives au «capital humain» : une fonction quartique de l'âge et six catégories de scolarité[40]. Les résultats obtenus confirment les résultats antérieurs selon lesquels les variations les plus importantes quant à l'incidence du taux de féminité sur les salaires, lorsqu'on tient compte des variables relatives au capital humain, touchent les hommes. À la deuxième rangée pour chacune des années, nous ajoutons des variables explicatives dans le but de reproduire les conditions dans lesquelles une politique en matière de valeur comparable pourrait être mise en œuvre. Ces variables visent la relation entre les salaires et le *PFEM*, déduction faite des écarts touchant les caractéristiques «admissibles» liées à la productivité. Par conséquent, nous cherchons à neutraliser toute variation systématique des salaires entre les entreprises en tenant compte des caractéristiques des emplois et des personnes susceptibles d'être reconnues dans le cadre de la législation représentative. Selon Johnson et Solon (1986), cette démarche met en relief les limites des politiques en matière de valeur comparable. Plus précisément, une grande partie de la corrélation entre les salaires et le *PFEM* est observée entre les secteurs d'activité et les entreprises, soit hors de la portée de la plupart des lois.

Les autres variables explicatives de ces régressions sont les suivantes : la province (Canada) ou la région (É.-U.), 11 effets fixes des secteurs d'activité et des variables nominales relatives à la région métropolitaine, à l'emploi dans les administrations fédérales, provinciales/régionales (États) ou locales, au taux de syndicalisation et au travail à temps partiel. Ces modifications des spécifications produisent des estimations de paramètre moins élevées pour chacun des groupes. Les variations les plus importantes sont observées chez les femmes américaines et chez les hommes canadiens.

[40] L'incidence de ces variables relatives au capital humain, pour l'année 1988, est présentée au tableau A-2. Le rendement le plus marqué de la scolarité est observé chez les hommes américains, résultat relevé dans d'autres articles publiés.

Tableau 3

Incidence de la féminité de l'emploi sur les niveaux de salaire : comparaison entre le Canada et les États-Unis

Année	Canada			États-Unis		
Spécification :	MCNP	MCG1	MCG2	MCNP	MCG1	MCG2
1987 : Femmes						
1: Capital humain	-0,146	-0,091	-0,004	-0,307	-0,273	-0,212
	(0,057)	(0,052)	(0,047)	(0,052)	(0,048)	(0,050)
2: 1 + Contrôles	-0,108	-0,056	-0,040	-0,164	-0,150	-0,155
Sectoriels	(0,051)	(0,045)	(0,036)	(0,048)	(0,043)	(0,043)
3: 2 + Caractéristiques	-0,120	-0,066	-0,041			
des personnes	(0,049)	(0,043)	(0,034)			
N^bre de professions		380			449	
1988 : Femmes						
1: Capital humain	-0,013	-0,013	-0,023	-0,230	-0,223	-0,213
	(0,060)	(0,055)	(0,046)	(0,055)	(0,048)	(0,050)
2: 1 + Contrôles	-0,037	-0,012	-0,066	-0,101	-0,124	-0,164
sectoriels	(0,054)	(0,050)	(0,037)	(0,051)	(0,044)	(0,043)
3: 2 + Caractéristiques	-0,033	-0,012	-0,062			
des personnes	(0,051)	(0,047)	(0,035)			
N^bre de professions		378			451	
1987 : Hommes						
1: Capital humain	-0,207	-0,229	-0,217	-0,269	-0,284	-0,148
	(0,042)	(0,040)	(0,036)	(0,043)	(0,039)	(0,048)
2: 1 + Contrôles	-0,081	-0,099	-0,052	-0,156	-0,171	-0,044
sectoriels	(0,039)	(0,031)	(0,033)	(0,041)	(0,038)	(0,045)
3: 2 + Caractéristiques	-0,076	-0,095	-0,067			
des personnes	(0,037)	(0,034)	(0,030)			
N^bre de professions		473			493	
1988 : Hommes						
1: Capital humain	-0,274	-0,252	-0,228	-0,275	-0,273	-0,149
	(0,042)	(0,040)	(0,038)	(0,043)	(0,041)	(0,049)
2: 1 + Contrôles	-0,159	-0,141	-0,100	-0,155	-0,154	-0,042
sectoriels	(0,039)	(0,037)	(0,034)	(0,041)	(0,039)	(0,046)
3: 2 + Caractéristiques	-0,151	-0,131	-0,110			
des personnes	(0,037)	(0,035)	(0,031)			
N^bre de professions		456			493	

Note : Les erreurs-types estimées figurent entre parenthèses. Les MCNP et les MCG se rapportent à la stratégie d'estimation utilisée dans les régressions de la *deuxième* étape. Dans le cas des MCG1, les observations sont pondérées en fonction des estimations par les MCO des variances d'échantillonnage de la variable dépendante tirées des régressions de la première étape. Dans le cas des MCG2, les poids sont déterminés en fonction de la somme des poids des personnes (c.-à-d. les poids de l'EA ou du CPS) (selon la profession). Toutes les régressions sous-jacentes de la première étape sont estimées par les moindres carrés pondérés selon les poids d'échantillon de l'EA ou du CPS. Pour les variables du capital humain, nous avons défini une fonction quartique de l'âge et six catégories de scolarité. Les contrôles sectoriels ajoutent des variables nominales pour la province (10) ou la région (9), la région métropolitaine, le secteur d'activité (12), l'emploi dans une administration publique fédérale, provinciale ou d'État, et locale, la situation syndicale et le travail à temps partiel. Les caractéristiques des personnes comportent des variables nominales visant l'état matrimonial, l'appartenance à une minorité visible, l'ancienneté professionnelle, la taille de l'entreprise (4), le nombre d'enfants d'âge préscolaire (jusqu'à concurrence de 3), le nombre d'enfants plus âgés (jusqu'à concurrence de 3).

Dans la dernière spécification, nous ajoutons des caractéristiques des personnes dont certaines sont peu susceptibles d'être considérées comme des facteurs légitimes de variation des salaires dans la loi. Parmi ces caractéristiques, notons l'ancienneté professionnelle, la taille de l'établissement, le nombre d'enfants d'âge préscolaire et d'enfants plus âgés respectivement (jusqu'à concurrence de trois) (pour 1988) et des variables nominales visant l'état matrimonial et l'appartenance à une minorité visible. Certaines de ces données ne sont pas recueillies dans le cadre du CPS et, par conséquent, seules les estimations pour le Canada sont présentées. Pour chaque année et pour chacun des sexes, les effets de ces nouvelles variables sont très faibles. Les estimations de γ restent pratiquement inchangées.

Pour résumer les résultats du tableau 3, il est nécessaire d'expliquer les écarts observés entre les années et, dans certains cas, entre les différentes stratégies d'estimation. Nous présentons d'abord les résultats se rapportant aux hommes, qui s'apparentent aux résultats relevés dans les ouvrages publiés, et nous analysons ensuite les résultats plus controversés se rapportant aux femmes.

Premièrement, le fait de neutraliser l'âge et la scolarité a des effets considérables sur notre estimation de γ pour les hommes américains (deuxième section du tableau 3). Rappelons que, dans le tableau 1, l'estimation non corrigée de γ pour ce groupe équivalait pratiquement à 0. Dans la spécification du capital humain, l'estimation moyenne par les MCNP s'établit à environ -0,27, ce qui indique une élasticité de -0,068 à un *PFEM* moyen de 0,25. Comme l'observent Macpherson et Hirsch (1995), l'estimation peu élevée obtenue à partir de cette spécification sans autres variables de contrôle est attribuable aux professions peu spécialisées, peu rémunérées et à prédominance masculine. Lorsqu'on introduit des contrôles pour les compétences, l'estimation augmente de façon marquée.

Notons également que les résultats obtenus au moyen des spécifications enrichies pour ce groupe sont généralement uniformes d'une année à l'autre, mais non pour les différentes stratégies d'estimation axées sur les MCNP et les MCG. La discussion initiale de ces différentes stratégies s'articulait autour de l'estimation efficace et, par conséquent, ces méthodes devraient, asymptotiquement, donner lieu aux mêmes estimations. Dans cette optique, tout écart observé dans les résultats de ces trois procédures devrait être considéré comme un phénomène lié à l'échantillon de taille finie. Une autre explication, toutefois, est que ces méthodes estiment des réalités différentes. La méthode des MCNP attribue un poids égal à tous les effets fixes des professions, tandis que les MCG2 leur attribuent un poids proportionnel à la taille (pondérée) de l'échantillon de la profession. Les MCG1 occupent une position intermédiaire dans la mesure où les estimations par les MCP des variances d'échantillonnage de $\hat{\alpha}_4$,

provenant des régressions de la première étape, devraient être proportionnelles à la taille de l'échantillon des professions. En pratique, les résultats des MCG1 s'apparentent davantage aux MCNP que les estimations par les MCG2.

Si γ est identique pour toutes les professions, sans égard à leur importance, la stratégie de pondération perd son sens. En revanche, si le paramètre est hétérogène, la méthode des MCNP estime la pénalité salariale moyenne attribuable au *PFEM* pour toutes les professions, tandis que la méthode des MCG2 estime la pénalité que subit la personne moyenne. Dans le contexte actuel, certaines données indiquent que γ varie selon l'effectif de la profession. Au tableau A-1 de l'annexe, nous décomposons les résultats visant l'année 1987 selon le décile de la somme des poids individuels (soit les poids utilisés pour les MCG). Pour chaque décile, nous présentons une estimation de γ par les MCNP. Les estimations sont systématiquement négatives, exception faite des professions les plus importantes qui enregistrent un coefficient positif (quoique non significatif sur le plan statistique). Il s'agit là, cependant, de l'estimation qui s'est vu attribuer le poids le plus élevé dans l'estimation par les MCG2. Par conséquent, on peut considérer que les résultats obtenus par les MCG2 pour les hommes américains reflètent le fait que, conditionnellement aux caractéristiques des personnes, l'homme moyen subit une légère pénalité compte tenu de la quasi-absence de pénalité dans les professions importantes.

L'écart le plus marqué dans le cas des hommes canadiens est observé dans les estimations établies pour les différentes années. Dans les spécifications enrichies, les résultats de 1987 représentent généralement la moitié des estimations correspondantes de 1988 lorsqu'on utilise la stratégie d'estimation par les MCNP. Une des limites des données canadiennes tient au fait que les échantillons de petite taille font en sorte qu'il n'est pas toujours possible d'observer les mêmes professions au cours des deux années et, dans le cas des professions observées les deux années, l'estimation des salaires moyens peut varier considérablement. Ce premier problème est manifeste dans le cas des hommes canadiens, le nombre de professions passant de 473 à 456 entre 1987 et 1988. Cette différence de la composition des professions semble exercer une influence peu marquée dans le rapprochement des données. En effet, 453 professions sont observables pour les deux années. Si nous limitons l'échantillon à ces professions et que nous utilisons la troisième spécification et la stratégie d'estimation par les MCNP, nous obtenons une estimation de -0,091 (0,037) pour $\hat{\gamma}$ en 1987 et de -0,150 (0,037) en 1988. Le deuxième problème se rapporte au fait que les résultats de 1987 sont

sensibles à un nombre restreint d'observations[41]. Si nous excluons simplement quatre professions influentes mais comptant un effectif peu nombreux, nous obtenons, avec les MCNP et la troisième spécification, une estimation de γ de -0,114 (0,036). Une analyse similaire des résultats de 1988 révèle que les estimations ne sont pas aussi fortement influencées par un nombre restreint d'observations. Par surcroît, parmi les quatre professions influentes retenues dans les données de 1987, seule celle regroupant les hygiénistes et thérapeutes dentaires exerce une influence aussi importante dans les données de 1988. L'exclusion de cette profession donne lieu à une estimation de $\hat{\gamma}$ équivalant à -0,140 (0,037). Il est inquiétant de constater que les estimations sont sensibles à l'inclusion de professions aussi peu importantes sur le plan quantitatif. Parallèlement, ce constat met en relief la faiblesse d'une stratégie d'estimation qui ne tient pas compte de la taille des échantillons des professions. Si l'exclusion de ces professions est certes arbitraire, l'argument précédent tend à indiquer que les résultats de 1988 pourraient constituer de meilleures estimations sommaires de γ pour les hommes canadiens.

Passons maintenant aux résultats visant les femmes. Dans le cas des femmes américaines, il est facile de rapprocher les résultats obtenus au moyen des différentes stratégies d'estimation. Si l'on retient la deuxième spécification comme base de comparaison, on observe de façon constante que $\hat{\gamma}$ équivaut à environ -0,14 pour ces femmes.

Le rapprochement probablement le plus important et potentiellement le plus controversé se rapporte aux résultats visant les femmes canadiennes. La plupart des estimations indiquent que la pénalité salariale attribuable au *PFEM* est relativement faible et statistiquement non significative; les résultats obtenus par les MCNP pour l'année 1987 font exception à cet égard. Dans ce cas-là, le nombre de professions est relativement stable pour les deux années, bien qu'on note certaines modifications de la composition. En fait, seulement 331 professions sont communes aux deux années. Là aussi, si l'on utilise la spécification 3 comme base de comparaison, l'estimation par les MCNP de γ, en ce qui a trait aux professions communes, est de -0,083 (0,048) pour 1987 et de -0,038 (0,053) pour 1988.

[41] Une mesure utile de l'influence d'une observation est le DFBETA qui mesure la variation du coefficient de régression, soit $\hat{\gamma}$ dans le cas qui nous intéresse, lorsque la i^e observation est incluse et exclue. Cet écart est ensuite échelonné selon l'erreur-type estimée du coefficient. Une analyse du DFBETA permet d'isoler quatre professions qui exercent une influence particulièrement importante sur les résultats : les audiologistes et orthophonistes (0,91), les diététistes et nutritionnistes (0,94), les hygiénistes et thérapeutes dentaires (0,97) ainsi que les inspecteurs, vérificateurs, trieurs et classeurs, autres professions du secteur de la transformation (0.64); le PFEM figure entre parenthèses. Nous avons isolé ces professions influentes en retenant les cas pour lesquels la valeur absolue du DFBETA était supérieure à $2/\sqrt{n}$.

Il n'est pas surprenant que, pour les deux années, les professions exclues de ces régressions tendent à être des professions masculines. De plus, on ne relève pas d'observations particulièrement influentes pour les deux années, exception faite des danseurs et chorégraphes en 1988[42]. L'exclusion de cette profession de l'échantillon de 1988 donne lieu à une estimation par les MCNP (spécification 3) de -0,055 (0.050). Les résultats semblent indiquer que la pénalité salariale attribuable au *PFEM* chez les femmes canadiennes, ou du moins la pénalité que subit la femme moyenne, est faible. En fait, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse que cette pénalité est égale à 0.

Ces conclusions mettent en évidence certaines différences intéressantes entre le Canada et les É.-U. quant à la pénalité que subissent les femmes, bien qu'on observe une certaine sensibilité à la méthode de comparaison. D'une part, les écarts simples entre les estimations ponctuelles pour les deux groupes sont, dans le meilleur des cas, à peine significatifs[43]. D'autre part, on dispose de peu de données constantes permettant d'affirmer que les femmes canadiennes subissent une pénalité salariale attribuable au fait qu'elles occupent des emplois féminins.

Dans le reste de l'analyse, nous nous concentrerons sur l'année 1988 et ne présenterons que les résultats obtenus par les MCG2, la présentation des trois estimateurs devenant de plus en plus complexe. En règle générale, les estimations par les MCG2 sont représentatives des inférences découlant des différentes méthodes pour cette année-là. Enfin, dans les cas où on observe une certaine sensibilité à la stratégie d'estimation (par exemple, dans le cas des hommes américains), l'interprétation directe des estimations par les MCG2 de la pénalité salariale attribuable au *PFEM* que subit une personne moyenne présente vraisemblablement plus d'intérêt sous l'angle des politiques.

5.2 Incidence des caractéristiques des professions

Une explication possible de la corrélation entre les salaires et le taux de féminité des professions est qu'elle traduit le rendement de compétences non observées ou des écarts salariaux compensatoires pour des caractéristiques professionnelles exclues jusqu'à présent. En fait, Macpherson et Hirsch (1995) soutiennent que pas moins du quart de cette corrélation dans le cas des femmes et pas moins de

[42] Nous avons tiré cette conclusion à la lumière de l'examen des DFBETA.

[43] Étant donné que les estimations proviennent d'échantillons indépendants, l'erreur-type de l'écart équivaut seulement à $\sqrt{Var(\gamma_{CA}) + Var(\gamma_{US})}$.

la moitié de cette corrélation dans le cas des hommes sont attribuables à des facteurs de cette nature. Ils affirment en outre que, lorsqu'on neutralise les caractéristiques détaillées des professions, la corrélation est généralement plus forte dans le cas des femmes que dans celui des hommes, observation diamétralement opposée à la croyance populaire.

Nous examinons cette question dans une perspective canadienne au tableau 4. À la première rangée (spécification 4), nous procédons à partir de la dernière rangée du tableau 3 et ajoutons des contrôles visant les caractéristiques des exigences professionnelles de la CCDP : la formation générale (FG), mesurée par le nombre approximatif d'années d'études, et la préparation professionnelle spécifique (PPS), mesurée par le nombre de mois de formation. Au Canada, le fait de neutraliser les exigences professionnelles a pour effet de réduire l'importance de γ pour les femmes mais de l'accroître pour les hommes. Macpherson et Hirsch (1995) indiquent que ces types de contrôle atténuent la relation estimée entre les salaires et le taux de féminité des professions tant pour les hommes que pour les femmes. Dans la spécification 5, nous ajoutons un contrôle visant les risques définis en fonction de la sixième catégorie des conditions d'ambiance de la CCDP, soit les situations dans lesquelles les travailleurs sont exposés à un risque réel de dommages corporels. Ce contrôle a pour effet de réduire les coefficients du *PFEM* pour les hommes, mais ne modifie pas l'estimation dans le cas des femmes. Notons que les résultats visant les hommes (une incidence positive et significative des risques sur les salaires) concordent avec les observations relatives aux écarts salariaux compensatoires. Dans la sixième spécification, nous employons les contrôles suivants pour la force et les exigences physiques : travail sédentaire/moyen, travail lourd, flexion, habiletés visuelles et coordination motrice[44]. Enfin, dans la spécification 7, nous ajoutons des contrôles visant le travail à l'extérieur et à l'intérieur, correspondant à la variable du lieu de travail de la CCDP (CA-1). Dans l'ensemble, ces contrôles supplémentaires donnent lieu à une estimation de γ équivalant pratiquement à 0 pour les femmes, bien que l'estimation ait été peu élevée et statistiquement non significative avant l'ajout de ces contrôles. Dans le cas des hommes, les contrôles supplémentaires n'ont presque aucune incidence sur la relation estimée entre les salaires et le taux de féminité des professions.

[44] À la lumière d'une analyse multifactorielle des codes initiaux de la CCDP, nous avons construit les variables suivantes. Conformément aux codes de la CCDP, dans la catégorie des activités physiques (AP), le travail sédentaire/moyen correspond aux classes AP-1: S,S-L,S-M; le travail lourd, aux classes AP-1: Lo et TLo; la flexion, à la classe AP-3; les habiletés visuelles, à la classe AP-7; la coordination motrice, à la somme des classes AP-2-4-8.

Tableau 4

Contribution des caractéristiques professionnelles de la CCDP à l'incidence du taux de féminité des professions sur les salaires au Canada – 1988

		Femmes	Hommes
4 :	3 + Études requises[a]	-0,110	-0,177
		(0,026)	(0,025)
5 :	4 + Risques[b]	0,019	-0,125
		(0,028)	(0,032)
6 :	5 + Force et exigences physiques[c]	-0,036	-0,155
		(0,028)	(0,030)
7 :	6 + Travail à l'extérieur–à l'intérieur[d]	-0,025	-0,118
		(0,032)	(0,034)
	N[bre] de professions	378	456

Note : Les estimations présentées découlent de la stratégie des MCG simplifiés dans le cadre de laquelle la somme des poids des personnes (c.-à-d. les poids de l'EA ou du CPS) (selon la profession) sert à déterminer les poids à la deuxième étape (c.-à-d. à l'étape des MCG2). Les erreurs-types estimées figurent entre parenthèses.

[a] Les études requises comprennent la formation générale (FG) de la CCDP, mesurée par le nombre d'années d'études, et la préparation professionnelle spécifique (PPS), mesurée par le nombre de mois de formation.

[b] La catégorie des risques correspond à la classe CA 6 de la CCDP.

[c] La catégorie de la force et des exigences physiques regroupe les codes suivants de la classe des activités physiques (AP) de la CCDP : travail sédentaire/moyen (AP-1: S,S-L,S-M), travail lourd (AP-1: Lo et TLo); flexion (AP-3); habiletés visuelles (AP-7); coordination motrice (somme des classes AP-2-4-8).

[d] Le travail à l'extérieur ou à l'intérieur correspond à la classe CA 1 de la CCDP et désigne le lieu de travail.

5.3 Coefficients de féminité des professions pour divers groupes de travailleurs

Une des objections à l'analyse jusqu'à présent tient au fait que nous ne rendons pas compte de l'hétérogénéité des effets du taux de féminité des professions sur les salaires chez divers groupes : par exemple, en ce qui a trait aux écarts entre les travailleurs syndiqués et les travailleurs non syndiqués ou les travailleurs à plein temps et les travailleurs à temps partiel. En outre, il est possible que les estimations très peu élevées de γ que nous avons obtenues pour les femmes canadiennes soient attribuables à ces types de différence; si nous portons notre attention sur les travailleurs à plein temps, nous pourrions peut-être obtenir les estimations négatives plus importantes que nous avions «prévues». Enfin, au Canada, la structure des salaires est reconnue pour favoriser les travailleurs ayant plus d'ancienneté (Morissette et Bérubé, 1996 et Beaudry et Green, 1997). Aux É.-U., la structure des salaires tend à favoriser les travailleurs plus scolarisés, comme l'indique la croissance du rendement de la scolarité au cours des 15 dernières années (Katz et Murphy, 1992), croissance que l'on n'a pas

observée au Canada (Bar-Or, Burbidge, Maggie et Robb, 1995)[45]. Par conséquent, la décomposition des résultats selon l'âge ou le niveau de scolarité pourrait également se révéler intéressante. Nous limitons notre analyse aux femmes puisqu'il s'agit du groupe généralement visé par la législation en matière d'équité salariale.

Au tableau 5, nous présentons les estimations de γ pour les femmes au Canada et aux É.-U. (en 1988) selon ces divers regroupements[46]. Les résultats tendent à confirmer notre inférence globale, mais nous observons quelques exceptions intéressantes. Dans les deux pays, $\hat{\gamma}$ tend à être plus élevé pour les emplois non syndiqués et à plein temps et chez les diplômés universitaires. Il est difficile de comparer les estimations visant les travailleurs non syndiqués au Canada et aux É.-U. Certaines professions (notamment les professions dans les secteurs de l'enseignement et de la santé) sont presque syndiquées dans leur totalité au Canada et seraient donc pratiquement exclues de la régression axée sur les travailleurs canadiens non syndiqués, mais non de la régression correspondante visant les É.-U. Il nous semble préférable de comparer les coefficients estimés pour les mêmes professions dans chacun des deux pays. Nous présentons un cadre méthodologique à cet effet à la section 6.

Certains ont également avancé que les effets négatifs du taux de féminité des professions sur les salaires des femmes canadiennes pourraient être plus marqués chez certains groupes particuliers de travailleurs. Lorsque nous limitons notre analyse au sous-échantillon composé des femmes non syndiquées travaillant à plein temps (soit 47 % des femmes actives), nous obtenons des estimations de γ variant de -0,236 à -0,250 (l'erreur-type s'établissant autour de 0,06). Si nous resserrons encore davantage l'échantillon pour ne considérer que les femmes non syndiquées travaillant à plein temps et détenant un diplôme universitaire (qui ne tendent pas à être des travailleuses à faible revenu et qui représentent 11 % des femmes actives), nous obtenons des estimations de γ variant de -0,315 à -0,336 (l'erreur-type s'établissant autour de 0,1).

---

[45] Dans notre analyse transversale, cette dernière différence entre les deux pays au chapitre du rendement de la scolarité pour les hommes est illustrée au tableau A-2.

[46] Malheureusement, nous ne disposons pas, dans les données canadiennes, d'une variable correspondant à la variable «classe» du CPS qui permet de distinguer les travailleurs selon qu'ils œuvrent dans le secteur public ou le secteur privé. La variable utilisée par Riddell (1993) pour les emplois de 1986 n'a pas été codée dans le cadre d'autres enquêtes sur la population active. Notons, toutefois, que les estimations visant les femmes travaillant dans les secteurs public/privé sont très similaires à celles portant sur les É.-U. : -0,229 (0,071) dans le secteur public comparativement à -0,249 (0,062) dans le secteur privé.

Tableau 5

Effets des coefficients de féminité des professions sur les salaires des femmes pour divers groupes de travailleurs - 1988

Spécification : Groupe	*NC*	Sans contrôle	(1) Capital humain	(2) 1 + contrôles sectoriels	*NC*	Sans contrôle	(1) Capital humain	(2) 1 + contrôles sectoriels
			Canada				*États-Unis*	
Âge :								
16-29	307	-0,075	-0,045	-0,057	395	-0,256	-0,200	-0,171
		(0,061)	(0,049)	(0,041)		(0,063)	(0,052)	(0,044)
30-44	307	-0,059	-0,050	-0,109	410	-0,241	-0,241	-0,174
		(0,071)	(0,058)	(0,047)		(0,064)	(0,052)	(0,046)
44-69	246	0,102	0,073	0,009	384	-0,154	-0,169	-0,117
		(0,079)	(0,064)	(0,055)		(0,067)	(0,057)	(0,050)
Scolarité :								
Décrocheurs	230	-0,113	-0,114	-0,087	308	-0,318	-0,299	-0,197
		(0,060)	(0,059)	(0,052)		(0,048)	(0,046)	(0,039)
Études secondaires	294	-0,028	-0,018	-0,032	389	-0,158	-0,149	-0,107
		(0,052)	(0,048)	(0,038)		(0,051)	(0,049)	(0,40)
Études postsecondaires	260	0,045	0,045	-0,001	354	-0,202	-0,190	-0,145
		(0,063)	(0,058)	(0,049)		(0,062)	(0,056)	(0,049)
Études universitaires	179	-0,095	-0,120	-0,184	328	-0,315	-0,350	-0,272
		(0,081)	(0,075)	(0,066)		(0,057)	(0,055)	(0,052)
Situation syndicale :								
Non syndiqués	342	-0,182	-0,142	-0,136	439	-0,254	-0,224	-0,186
		(0,059)	(0,048)	(0,042)		(0,063)	(0,052)	(0,045)
Syndiqués	287	0,025	0,010	0,044	358	-0,004	-0,094	-0,038
		(0,061)	(0,047)	(0,060)		(0,058)	(0,044)	(0,042)
Catégorie d'emploi :								
Temps partiel	211	0,353	0,323	0,169	303	0,033	0,012	-0,010
		(0,099)	(0,083)	(0,066)		(0,092)	(0,079)	(0,071)
Temps plein	373	-0,097	-0,082	-0,107	449	-0,227	-0,209	-0,176
		(0,058)	(0,043)	(0,035)		(0,058)	(0,046)	(0,041)

Note : Les estimations présentées découlent de la stratégie des MCG simplifiés dans le cadre de laquelle la somme des poids des personnes (c.-à-d. les poids de l'EA ou du CPS) (selon la profession) sert à déterminer les poids à la deuxième étape (c.-à-d. à l'étape des MCG2). Les erreurs-types estimées figurent entre parenthèses. *NC* désigne le nombre de professions.

En résumé, bien que certains groupes précis de femmes canadiennes subissent une pénalité du fait qu'elles occupent un emploi dans une profession féminine, notre conclusion générale tient toujours. Les comparaisons par paires ne donnent pas toutes lieu à des écarts statistiquement significatifs; cependant, la tendance globale des estimations de coefficient semble indiquer une incidence négative de la féminité des professions sur les salaires des femmes plus marquée aux É.-U. qu'au Canada.

6. Incidence du taux de féminité des professions sur les salaires des femmes : différences entre le Canada et les États-Unis

Pour déterminer si les écarts observés dans la valeur de γ entre le Canada et les É.-U. sont des phénomènes parasites liés à la taille des échantillons, aux différences de codage des variables, etc., ou s'ils expriment plutôt des différences réelles dans les structures des salaires, nous procédons à un examen direct de leurs sources. Une première étape vers la réalisation de cet objectif consiste à utiliser les mêmes codes de profession dans les deux pays. Comme nous l'avons expliqué à la section 3, nous avons établi un tableau de concordance entre les codes de profession canadiens et américains qui réduit le nombre des catégories possibles de profession à 310 au maximum. Dans les deux premières rangées du tableau 6, nous présentons les estimations de γ pour les femmes au Canada et aux É.-U. conformément à ces nouveaux codes. Dans la plupart des cas, les estimations sont légèrement inférieures aux estimations correspondantes figurant au tableau 3[47].

Tableau 6

Explication des écarts entre le Canada et les États-Unis wquant à l'incidence du taux de féminité des professions sur les salaires des femmes – 1988

Spécification : Simulation		(1) Sans contrôle	(1) Capital humain	(2) 1 + contrôles sectoriels
0 :	Canada – tableau de concordance des professions	-0,022 (0,070)	-0,019 (0,053)	-0,060 (0,042)
1 :	États-Unis – tableau de concordance des professions	-0,192 (0,077)	-0,179 (0,061)	-0,136 (0,051)
2 :	1 + variance – Canada	-0,176 (0,070)	-0,164 (0,56)	-0,124 (0,047)
3 :	1 + structure canadienne de syndicalisation	-0,156 (0,078)	-0,158 (0,061)	-0,131 (0,051)
4 :	2 + structure canadienne de syndicalisation	-0,143 (0,072)	-0,145 (0,056)	-0,120 (0,047)
5 :	1 + classement canadien des professions	-0,075 (0,079)	-0,061 (0,062)	-0,019 (0,055)
6 :	3 + classement canadien des professions	-0,034 (0,082)	-0,035 (0,064)	-0,009 (0,055)

Note : Les erreurs-types estimées figurent entre parenthèses. Elles ne tiennent pas compte des erreurs attribuables aux exercices de simulation et doivent être considérées comme des limites inférieures.

[47] Dans une expérience connexe, nous avons substitué les taux de féminité canadiens aux taux américains, ce qui a donné lieu à des estimations de γ plus élevées (en valeur absolue).

Une différence souvent évoquée entre les structures salariales canadiennes et américaines se rapporte au rendement des compétences, qui a considérablement augmenté aux É.-U. au cours des années 1980. Au tableau A-2, nous présentons les paramètres estimés des variables explicatives de la spécification 1 (estimations établies conformément aux codes de profession initiaux). Nous observons des écarts importants entre le Canada et les É.-U. quant au rendement de la scolarité chez les hommes mais non chez les femmes. Dans le cas des femmes, les effets liés au capital humain sont pratiquement identiques dans les deux pays, une fois que l'on neutralise les professions. Pour déterminer le rôle des différences entre les deux pays relativement au rendement des compétences, nous examinons la corrélation entre les salaires des femmes et le taux de féminité aux É.-U., pays où les femmes affichent un rendement du capital humain similaire à celui observé au Canada. Plus précisément, nous appliquons notre stratégie d'estimation au logarithme des salaires calculé comme suit :

$$(6) \qquad \ln w_i^{US} = \hat{\beta}^{CAN} X_i^{US} + \hat{\alpha}_k^{US} \cdot OCC(k)_i^{US} + \hat{v}_i^{US}.$$

Nous n'avons pas été surpris de ne constater aucune différence dans notre estimation de γ (dont nous ne faisons pas état) et nous avons conclu que les écarts liés au rendement des compétences observables (ou plutôt l'absence d'écart) ne peuvent expliquer les différences entre les deux pays en ce qui a trait à l'incidence du taux de féminité des professions.

À la lumière des données de Juhn, Murphy et Pierce (1993), on a évoqué la croissance du rendement des compétences non observées pour expliquer les différences entre les deux pays quant aux disparités salariales entre les sexes (Blau et Kahn, 1998). Pour procéder à une simulation qui permettrait d'évaluer ce que serait la corrélation entre les salaires des femmes et le taux de féminité des professions aux É.-U. si la dispersion du rendement des compétences non observées était plus comprimée (comme c'est le cas au Canada), nous devrions utiliser le logarithme des salaires suivant :

$$(7) \qquad \ln w_i^{US} = \widehat{\beta^{US}} X_i^{US} + \hat{\alpha}_k^{US} \cdot OCC(k)_i^{US} + \hat{v}_i^{US} \cdot \left(\hat{\sigma}_v^{CAN} / \hat{\sigma}_v^{US}\right),$$

où $\hat{\sigma}_v^C$ représente l'écart-type des résidus de la régression correspondante pour le pays indiqué. Cependant, puisque cela ne modifie pas les effets fixes estimés des professions utilisés à la deuxième étape, cette simulation est inefficace dans notre cadre économétrique. Nous avons plutôt choisi de normaliser simplement la distribution du logarithme des salaires aux É.-U. de façon à ce que son écart-type estimé corresponde à l'écart-type (estimé) pour le Canada. Les estimations de γ qui en résultent

sont présentées à la rangée 2 du tableau 6. Ces résultats révèlent que la réduction de l'écart-type du logarithme des salaires aux É.-U. explique au maximum 10 % des écarts observés entre le Canada et les É.-U. pour ce qui est du coefficient du *PFEM*. Dans l'ensemble, ces simulations indiquent que les explications des différences entre les deux pays quant à l'importance économique relative des sexes, qui sont fondées sur les écarts correspondants liés au rendement des compétences observées et non observées, sont peu valables ici.

Les taux de syndicalisation constituent une différence frappante entre le Canada et les É.-U., mentionnée à la section 3. Les écarts des taux de syndicalisation selon le type d'emploi chez les femmes, mentionnés précédemment (taux de syndicalisation de 43 % pour les femmes occupant des emplois féminins au Canada contre 15 % aux É.-U.), augmentent lorsqu'on compare des catégories plus fines de profession à partir du tableau de concordance. Deux professions féminines importantes figurent en bonne place dans cette comparaison : les emplois dans le secteur de la santé (qui regroupent environ 10 % des effectifs féminins) et dans le secteur de l'enseignement (qui regroupe environ 5 % des effectifs féminins). Au Canada, les travailleurs du secteur de la santé affichent des taux de syndicalisation très élevés (p. ex., plus de 85 % dans les professions des sciences infirmières et de thérapie et environ 60 % chez les technologues), tandis que, aux É.-U., les taux de syndicalisation dans ces professions sont inférieurs à 20 %. Chez les enseignants des niveaux primaire et secondaire, le taux de syndicalisation des femmes atteint presque 90 % au Canada comparativement à 60 % seulement aux É.-U.; parmi les enseignants du niveau postsecondaire, les taux s'établissent à 75 % et 25 %, respectivement. On observe également des écarts élevés entre les taux de syndicalisation dans des professions moins importantes. Par exemple, les écarts entre le Canada et les É.-U. sont de : 50 points dans les professions de transformation des aliments et boissons n.c.a. (1 % des effectifs féminins), 46 points dans le cas des agents de dotation et des fonctions connexes (0,5 des effectifs féminins), 39 points chez les bibliothécaires, archivistes et conservateurs (0,5 des effectifs féminins).

Pour simuler le taux de syndicalisation canadien aux É.-U., nous tirons parti du fait que nos données sont assorties de poids d'échantillon et nous utilisons une procédure de repondération inspirée des travaux de DiNardo, Fortin et Lemieux (1996). Supposons que ϕ_i^{US} représente le poids d'échantillon américain de l'observation i et que u représente une variable nominale qui prend la valeur 1 si la personne i est couverte par une convention collective et la valeur 0 dans les autres cas. Pour simuler la structure de syndicalisation canadienne, nous remplaçons ce poids par :

$$(8) \qquad \phi_i^*(u) = \begin{cases} \phi_i^{US} \cdot (\psi_{u|x}^{CAN}(u,x)/\psi_{u|x}^{US}(u,x)) & \text{if} \quad u=1, \\ \phi_i^{US} \cdot ((1-\psi_{u|x}^{CAN}(u,x))/(1-\psi_{u|x}^{US}(u,x))) & \text{if} \quad u=0, \end{cases}$$

où $\psi_{u|x}^{C}(u,x)$ est la fonction de repondération du pays C. On peut obtenir une estimation de la fonction de repondération $\psi_{u|x}^{C}(u,x)$ en estimant la probabilité conditionnelle $\Pr(u=1 \mid x, C)$ au moyen du modèle des probits :

$$(9) \qquad \Pr(u=1 \mid x, C) = \Pr(\epsilon > -\beta^C H(x)) = 1 - N(-\beta^C H(x)),$$

où $N(.)$ est la distribution normale cumulative et $H(x)$, un vecteur de covariables fonction de x. Nous définissons le vecteur $H(x)$ comme une fonction quartique de l'âge, six catégories de scolarité, 11 effets fixes des secteurs d'activité et des variables nominales pour l'emploi dans les administrations fédérales, provinciales/régionales (États) ou locales, la région métropolitaine, l'état matrimonial et le travail à temps partiel. La rangée 3 du tableau 6 indique que les différences au chapitre du taux de syndicalisation expliquent une faible proportion des écarts observés entre le Canada et les É.-U. et que ces différences ont peu d'influence lorsqu'on introduit des contrôles liés au secteur d'activité (spécification 2). La combinaison des différences relatives au taux de syndicalisation et à la dispersion du logarithme des salaires permet d'expliquer jusqu'à 20 % des écarts entre les deux pays (rangée 4), mais, là encore, la force de cette explication se trouve réduite si l'on emploie la spécification 2[48].

La position relative des différents types d'emploi constitue une autre différence importante entre les deux pays. Les différences sont clairement illustrées à la figure 5, qui superpose les estimations de densité par une fonction de noyau de la distribution du logarithme des salaires des femmes et des hommes selon le type d'emploi. Le bloc qui présente la densité des salaires des femmes dans les emplois féminins est particulièrement frappant. La densité relevée aux É.-U. est située, dans tous les cas, à la gauche de la densité enregistrée au Canada. Au Canada, la distribution se caractérise par une masse plus considérable, variant de 5 $ à 8 $, ce qui semble indiquer l'influence de facteurs autres

[48] L'augmentation des taux de syndicalisation aux É.-U. ne permet pas nécessairement de tenir entièrement compte des effets de la syndicalisation. Avec la diminution marquée du taux de syndicalisation aux É.-U. au cours des années 1980, les syndicats ont également réduit leur capacité de comprimer les écarts salariaux. Lorsqu'on procède à l'opération inverse, soit la réduction des taux de syndicalisation au Canada de façon à ce qu'ils correspondent aux taux américains, la corrélation brute passe à -0,0989 et explique 36 % de l'écart entre les deux pays.

qu'un salaire minimum plus élevé[49]. Dans le cas des emplois mixtes, on observe une tendance inverse. Pour simuler le classement canadien des professions dans la structure américaine des salaires, nous commençons par classer les professions selon la distribution globale des salaires (femmes et hommes combinés). Cela signifie que chaque niveau de salaire se voit attribuer un rang dans la distribution globale des salaires, et le rang d'une profession donnée correspond alors au rang moyen de chaque femme ou de chaque homme exerçant cette profession. Ces rangs moyens pour les femmes et les hommes, de même que les rangs médians sont présentés au tableau 7. Nous constatons que, bien que les rangs moyens des femmes et des hommes pour l'ensemble des emplois soient similaires dans les deux pays, leur distribution selon les types d'emploi est fort différente. Plus précisément, les travailleurs occupant des emplois mixtes aux É.-U. affichent un score centile supérieur à celui des travailleurs occupant d'autres types d'emploi. Cette tendance est également apparente dans les graphiques intermédiaires de la figure 5.

Tableau 7

Classement des professions en fonction de la distribution globale des salaires et écarts salariaux au sein des professions, selon le type d'emploi : comparaison entre le Canada et les États-Unis

Échantillon	Femmes			Hommes			Écarts salariaux au sein des professions
	N^bre de professions	Centile moyen	Centile médian	N^bre de professions	Centile moyen	Centile médian	
Canada : 1988							
Tous les emplois	277	40,6	39,4	310	57,4	60,3	0,226
Emplois féminins	65	41,2	40,8	63	56,2	56,1	0,143
Emplois mixtes	83	39,1	35,5	83	56,5	59,0	0,248
Emplois masculins	129	42,5	39,1	164	58,1	62,8	0,283
États-Unis : 1988							
Tous les emplois	293	41,3	44,3	309	57,1	59,2	0,219
Emplois féminins	71	38,6	42,1	71	47,9	53,0	0,179
Emplois mixtes	81	46,1	50,1	81	61,7	62,2	0,280
Emplois masculins	141	44,5	45,0	157	55,8	59,9	0,198

Note : Le classement des professions est déterminé en fonction de la distribution des salaires des femmes et des hommes dans le pays précisé. Les catégories de profession sont tirées du tableau de concordance entre les codes détaillés de profession des deux pays, par conséquent, les quelque 500 catégories originales sont regroupées sous un maximum de 310 catégories.

[49] Par ailleurs, des retombées importantes du salaire minimum pourraient exercer une influence. Nous n'avons pas, toutefois, examiné cette question. Il convient de noter que nous observons une tendance similaire dans le cas du salaire des femmes occupant des emplois masculins. Cependant, ces femmes représentent moins de 10 % des effectifs féminins.

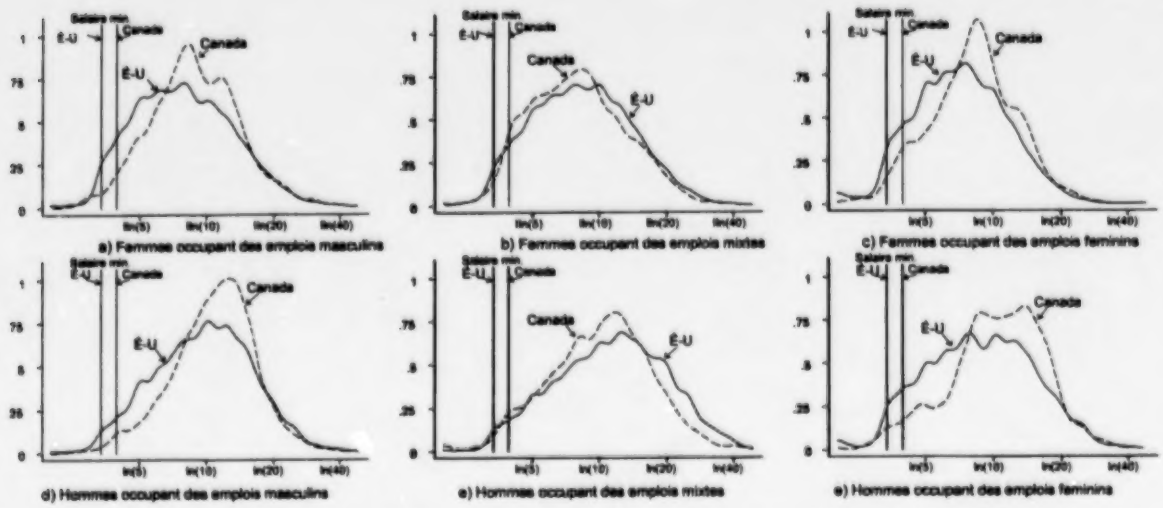


Figure 5. Estimations de densité du logarithme des salaires horaires – 1988 (en $ US de 1988)—pondération en fonction des heures

La figure 6 présente la position relative des professions féminines au Canada et aux É.-U. Nous représentons graphiquement le rang de chaque profession au Canada (au moyen du tableau de concordance) en fonction du rang aux É.-U. Les professions situées sur la ligne de 45 degrés ou autour de cette ligne, indiquée sur la figure, occupent un rang similaire dans les deux pays. Les professions situées au-dessus de cette ligne (comme les professions des secteurs de l'enseignement, des sciences infirmières et du travail social) occupent des rangs supérieurs au Canada. Le rang relativement peu élevé des professions liées à l'enseignement aux É.-U. concorde avec les effets fixes des salaires des secteurs d'activité estimés par Helwege (1992). Elle indique que les effets fixes des salaires du secteur des services d'enseignement ont diminué de façon constante aux É.-U. depuis 1940 et se classaient à l'avant-dernier rang en 1980[50]. Les professions situées sous cette ligne (comme les cadres, les agents financiers et les directeurs des ventes) occupent des rangs plus élevés aux É.-U. Ce classement reflète le rang relativement plus élevé des professions mixtes aux É.-U.

[50] Il importe de souligner que ces effets salariaux fixes des secteurs d'activité sont calculés à partir d'un échantillon d'hommes blancs!

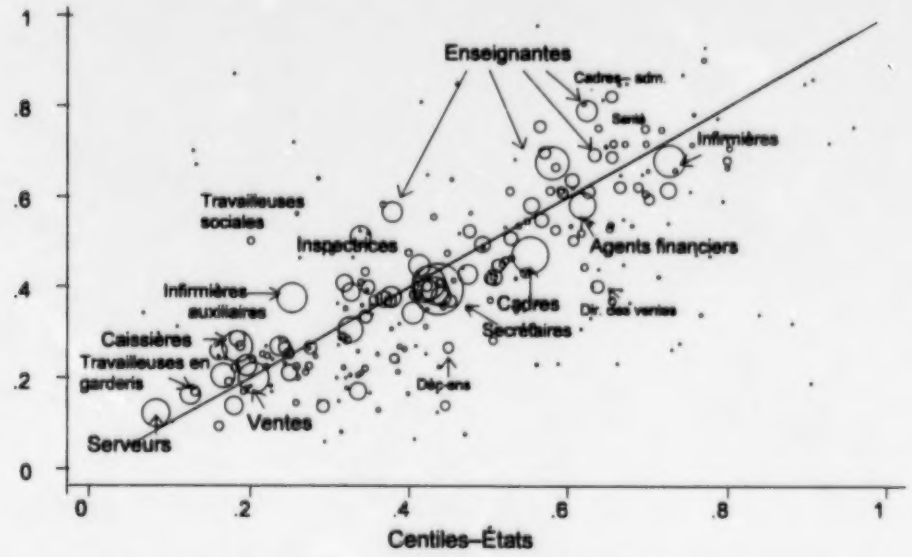


Figure 6. Classement des salaires professionnels des femmes dans la distribution global – 1988

Posons que $p_{ki} = F^C(\ln w_{ki})$ représente la position d'une femme *i* exerçant une profession *k* dans la distribution cumulative globale des salaires (femmes et hommes combinés) $F^C(\ln w)$ du pays *C*, et posons que $p_k^C = \sum_{i \in K} p_{ki} = \overline{F^C(\ln w_{ki})}$ représente la position moyenne des femmes dans une profession *k* dans le pays *C*. Le salaire professionnel qu'une femme américaine exerçant la profession *k* aurait touché si sa profession était classée selon le classement canadien mais en fonction de la structure américaine des salaires est déterminé par l'équation $\ln w_k^{CAN} = (F^{US})^{-1}\left[p_k^{CAN}\right] = (F^{US})^{-1}\left[\overline{F^{CAN}(\ln w_{ki})}\right]$. Nous simulons le salaire de la personne *i* en ajoutant au salaire de cette personne l'écart résultant de la modification du rang du salaire professionnel moyen $(\ln w_k^{CAN} - \ln w_k^{US})$.

(10) $$\ln w_{ik}^{US} = \ln w_{ki}^{US} + (\ln w_k^{CAN} - \ln w_k^{US}).$$

Par exemple, les enseignants du niveau secondaire, qui comptent 47 % de femmes au Canada et 56 % de femmes aux É.-U., se classent au 80e percentile de la distribution globale des salaires au Canada et au 62e percentile aux É.-U. Puisque les logarithmes des salaires aux É.-U. correspondant au 62e percentile et au 80e percentile sont de 2,31 et 2,62, respectivement, nous ajoutons une prime de

0,31 au logarithme des salaires individuels des enseignants du niveau secondaire pour simuler l'augmentation attribuable au changement de la position relative. L'incidence de ces modifications de la position relative sur la corrélation entre les salaires des femmes et le taux de féminité aux É.-U. est remarquable (rangée 5). Ces changements permettent d'expliquer environ 67 % de l'écart entre le Canada et les É.-U. dans la spécification 1 et pratiquement tout l'écart dans la spécification 2. En outre, lorsque nous ajoutons la correction pour tenir compte des écarts du taux de syndicalisation (rangée 6), nous réduisons encore l'estimation de γ dans la spécification 1.

Nous concluons que le taux de syndicalisation et les effets fixes des salaires des professions et des secteurs d'activité constituent les principaux facteurs permettant d'expliquer les écarts entre le Canada et les É.-U. quant à l'incidence du taux de féminité des professions sur les salaires des femmes. Plus particulièrement, un faible taux de syndicalisation des femmes aux É.-U. et des effets fixes des salaires des professions et des secteurs d'activité peu élevés dans les secteurs des «services publics», comme les services d'enseignement, jouent contre les femmes américaines[51].

[51] Helwege (1992) a également observé des effets négatifs de salaires du secteur dans les administrations publiques et dans les services médicaux.

7. Fossé des sexes et taux de féminité des professions

Des lois en matière d'équité salariale ont été adoptées dans certains secteurs de compétence pour tenter de réduire le fossé des sexes, que l'on tend à attribuer principalement à la ségrégation professionnelle. La cible précise et l'évaluation de ces politiques sont donc généralement discutées dans le cadre des disparités salariales entre les sexes. Il est, par conséquent, intéressant de déterminer l'apport du *PFEM* aux écarts salariaux entre les hommes et les femmes.

Nous obtenons à partir des régressions de la première étape :

$$\overline{\ln w^j} = \hat{\beta}^j \overline{X^j} + \hat{\alpha}_k^j \cdot \overline{OCC_k^j}, \tag{11}$$

équation à laquelle nous ajoutons maintenant des indices supérieurs pour distinguer les estimations visant les hommes et les femmes ($j = M,F$), la barre supérieure dénotant la moyenne, le cas échéant, ce qui donne :

$$(\overline{\ln w^M} - \overline{\ln w^F}) = (\hat{\beta}^M \overline{X^M} - \hat{\beta}^F \overline{X^F}) + (\hat{\alpha}_k^M \cdot \overline{OCC_k^M} - \hat{\alpha}_k^F \cdot \overline{OCC_k^F}). \tag{12}$$

Le deuxième terme du second membre de l'équation (12) représente seulement la partie du différentiel du logarithme des salaires qui s'explique par les différences des effets des professions et de la distribution des personnes dans les professions. De façon similaire, nous obtenons à partir des régressions de la deuxième étape :

$$\overline{\hat{\alpha}^j} = \hat{\lambda}^j + \hat{\gamma}^j \cdot \overline{PFEM^j}. \tag{13}$$

Une décomposition classique d'Oaxaca des équations de la deuxième étape donne :

$$(\overline{\hat{\alpha}^M} - \overline{\hat{\alpha}^F} = (\hat{\lambda}^M - \hat{\lambda}^F) + \hat{\gamma}^M (\overline{PFEM^M} - \overline{PFEM^F}) + \overline{PFEM^F} (\hat{\gamma}^M - \hat{\gamma}^F). \tag{14}$$

Les équations (12) et (14) sont reliées; en effet, $\hat{\alpha}_k^j \cdot \overline{OCC_k^j}$ dans l'équation (12) est implicitement la somme $\sum_{l=1}^{K} \hat{\alpha}_l^j \cdot \overline{OCC_l^j}$, et $\overline{\hat{\alpha}^j} = \sum_{l=1}^{K} \hat{\alpha}_l^j \cdot \overline{OCC_l^j}$ lorsque nous utilisons les MCG2 pour estimer la régression de la deuxième étape. Par conséquent, dans le cadre du système de pondération par les MCG2, l'équation (14) constitue une décomposition de la partie du logarithme des disparités salariales qui pourrait être expliquée par les différences hommes-femmes liées à la proportion des effectifs

masculins et féminins dans chacune des professions ainsi qu'au rendement de ces professions. Notons également que, à partir de l'équation (13), l'équation :

$$(15) \qquad (\hat{\gamma}^M \cdot \overline{PFEM^M} - \hat{\gamma}^F \cdot \overline{PFEM^F}),$$

correspond uniquement aux disparités salariales attribuables aux écarts liés au taux moyen de féminité de l'emploi et aux pénalités connexes.

On peut considérer que l'équation (15) est une estimation (*ceteris paribus*) de l'incidence potentielle des politiques visant à éliminer la corrélation entre les salaires et le *PFEM* sur le logarithme des écarts salariaux (c.-à-d. que si $\gamma^M = \gamma^F = 0$).[52] Il est facile de produire des estimations de l'équation (15) pour 1988 à partir du *PFEM* moyen tiré du tableau 1 et des estimations par les MCG2 de γ^j pour cette même année tirées du tableau 3. Dans le cas des É.-U., les estimations varient de 0,10 à 0,14 pour les trois spécifications de X[53]. Compte tenu d'un écart du logarithme des salaires entre les sexes de 0,31 cette année-là, nous constatons qu'environ *le tiers* de l'écart est expliqué par les différences de γ et du *PFEM* observées entre les sexes. Pour le Canada, les estimations varient de -0,04 à 0,02[54]. Dans ce cas-là, l'effet global de γ et du *PFEM* est de réduire les disparités salariales. Comme on peut le voir aux tableaux 1 et 3, si les femmes sont pénalisées en raison de la valeur moyenne nettement supérieure du *PFEM*, les estimations nettement plus faibles de γ leur sont favorables. Étant donné que le logarithme de l'écart salarial au Canada s'établissait à 0,27 en 1988, ces résultats semblent indiquer que les politiques visant à éliminer l'influence du taux de féminité des professions auraient peu d'effet sur le logarithme des disparités salariales.

Conformément à des études antérieures, nous montrons, au tableau 8, la décomposition d'Oaxaca représentée par l'équation (14). Ici, nous isolons la partie des écarts salariaux qu'il est possible d'associer aux différences du *PFEM* entre les sexes. Les implications de ces résultats sur le plan des politiques sont moins nettes. Si les programmes d'équité en matière d'emploi visent explicitement à accroître la représentation des femmes dans certaines professions, il semble peu probable que ces programmes se traduisent en définitive par $\overline{PFEM^M} = \overline{PFEM^F}$. Macpherson et Hirsch (1995)

[52] Il convient de noter que nous ne tenons pas compte des obstacles auxquels pourraient faire face les politiques en matière d'équité salariale pour atteindre cet objectif. Voir, par exemple, Johnson et Solon (1986).

[53] Les estimations sont de 0,145, 0,103 et 0,099 pour les spécifications 1, 2 et 3 respectivement.

[54] Les estimations sont de -0,0181, -0,0419 et 0,0187 pour les spécifications 1, 2 et 3 respectivement.

indiquent que les écarts au chapitre du *PFEM* comptent pour environ 0,08 point de logarithme du logarithme des disparités salariales aux É.-U. en 1988. Nos estimations sont généralement plus faibles, sauf dans le cas de la spécification du «capital humain». Cela est partiellement attribuable au fait que nous pondérons la différence du *PFEM* en fonction de $\hat{\gamma}^M$ et que les estimations par les MCG2 de ce paramètre (tableau 3) sont inférieures aux résultats obtenus par Macpherson et Hirsch ainsi qu'aux estimations par les MCG1[55]. Au Canada, les écarts du *PFEM* représentent de 0,04 à 0,09 point de logarithme du logarithme des disparités salariales entre les sexes. Notons que, dans les spécifications 2 et 3, l'incidence combinée des effets de la profession et de la distribution des femmes dans les diverses professions accroît les salaires des femmes par rapport à ceux des hommes.

Tableau 8

Comparaison de la décomposition des écarts salariaux entre les sexes – 1988

	Spécification	Canada	États-Unis
Écart total du logarithme des salaires		0,273	0,307
0 :	Sans contrôle	0,273	0,307
	Total attribuable aux effets de la profession	(0,019)	(0,022)
	Partie attribuable à $\Delta\, PFEM$	0,61	0,011
		(0,022)	(0,028)
	Partie attribuable à $\Delta\, \lambda$ et $\Delta\gamma$	0,213	0,296
		(0,019)	(0,036)
1 :	Capital humain		
	Total attribuable aux effets de la profession	-0,416	-0,047
		(0,015)	(0,017)
	Partie attribuable à $\Delta\, PFEM$	0,095	0,060
		(0,016)	(0,020)
	Partie attribuable à $\Delta\, \lambda$ et $\Delta\gamma$	-0,511	-0,107
		(0,021)	(0,026)
2 :	1 + contrôles sectoriels		
	Total attribuable aux effets de la profession	-0,356	0,311
		(0,012)	(0,015)
	Partie attribuable à $\Delta\, PFEM$	0,044	0,017
		(0,014)	(0,019)
	Partie attribuable à $\Delta\, \lambda$ et $\Delta\gamma$	-0,400	0,294
		(0,019)	(0,024)

Note : Les erreurs-types figurent entre parenthèses. Les statistiques présentées sont tirées de la décomposition des estimations par les MCG2 des régressions de la deuxième étape (voir les équations (12) et (14) dans le texte). Les spécifications sont fondées sur les conventions du tableau 3.

[55] Notons que Macpherson et Hirsch (1995) utilisent une moyenne pondérée des estimations visant les hommes et les femmes. Comme on l'a expliqué à la section 5, cet écart est attribuable à la non-linéarité de l'effet du *PFEM* dans les diverses professions que l'on distingue selon la taille.

8. Conclusion

Notre comparaison du taux de féminité des professions et des salaires dans les deux pays a permis d'isoler certaines similitudes et différences intéressantes entre le Canada et les É.-U. Les hommes canadiens qui occupent des emplois féminins subissent une pénalité comparable à celle que subissent les Américains dans la même situation. La situation des femmes est fort différente. La pénalité estimée que subissent les femmes canadiennes est généralement peu importante et statistiquement non significative, tandis que les Américaines font face à une pénalité assez considérable.

Nous avons tenté d'expliquer les différences entre les deux pays quant à la pénalité que subissent les femmes en examinant les écarts correspondants touchant le rendement des compétences observables et non observables, le taux de syndicalisation et le classement des différentes professions. Nous concluons que le taux de syndicalisation et les effets assez marqués des salaires professionnels observés dans certains emplois du secteur des services publics (comme les services d'enseignement) militent en faveur des femmes canadiennes.

Annexe

Tableau A-1

Décomposition de la corrélation entre le logarithme des salaires et le pourcentage de femmes selon le décile de la taille des professions – hommes

Décile	États-Unis	Canada
Premier	-0,047	0,066
	(0,191)	(0,166)
Deuxième	-0,562	-0,428
	(0,175)	(0,143)
Troisième	-0,185	-0,113
	(0,091)	(0,118)
Quatrième	-0,409	-0,277
	(0,121)	(0,097)
Cinquième	-0,260	-0,286
	(0,146)	(0,111)
Sixième	-0,369	-0,214
	(0,086)	(0,091)
Septième	-0,207	-0,202
	(0,102)	(0,086)
Huitième	-0,276	-0,240
	(0,101)	(0,086)
Neuvième	-0,264	-0,247
	(0,103)	(0,098)
Dixième	0,012	-0,238
	(0,169)	(0,147)

Note : Les erreurs-types de «White» figurent entre parenthèses. Les coefficients présentés sont des estimations par les MCO de l'équation (5) visant l'échantillon de professions appartenant à chacun des déciles de la taille des professions déterminée par la somme des poids (individuels) d'échantillonnage. Les régressions sous-jacentes à l'échelle des personnes comportent des contrôles relatifs à la scolarité et à l'âge (spécification 1 du tableau 3).

Annexe (suite)

Tableau A-2

Effets des variables relatives au capital humain sur le logarithme des salaires - 1988

	Femmes		Hommes	
Variable	Canada	États-Unis	Canada	États-Unis
Âge	0,168	0,153	0,220	0,166
	(0,031)	(0,013)	(0,028)	(0,013)
$Âge^2 \div 100$	-0,504	-0,467	-0,673	-0,486
	(0,120)	(0,050)	(0,109)	(0,051)
$Âge^3 \div 10000$	0,679	0,657	0,985	-0,726
	(0,202)	(0,084)	(0,183)	(0,086)
$Âge^4 \div 1000000$	-0,353	-0,357	-0,566	-0,444
	(0,122)	(0,050)	(0,111)	(0,051)
Scolarité (catégorie de référence : diplôme d'études secondaires) :				
Études primaires	-0,126	-0,114	-0,134	-0,219
	(0,015)	(0,009)	(0,011)	(0,007)
Études secondaires partielles	-0,060	-0,073	-0,070	-0,096
	(0,011)	(0,006)	(0,010)	(0,005)
Études postsecondaires partielles	0,040	0,041	0,060	0,027
	(0,011)	(0,005)	(0,011)	(0,005)
Diplôme d'études postsecondaires	0,094	0,087	0,084	0,054
	(0,009)	(0,005)	(0,009)	(0,005)
Diplôme universitaire	0,266	0,213	0,159	0,200
	(0,011)	(0,005)	(0,011)	(0,005)
Variables nominales liées à la Profession				
	Oui	Oui	Oui	Oui
PFEM	-0,013	-0,223	-0,252	-0,273
	(0,055)	(0,048)	(0,040)	(0,041)
N^{bre} d'observations	14 868	76 979	17 739	84 009

Note : Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

Références

Amemiya, Takeshi, "A Note on a Random Coefficients Model," *International Economic Review*, octobre 1978, *19* (3), 793-796.

Baker, Michael, Dwayne Benjamin, Andrée Desaulniers, et Mary Grant, "The Distribution of the Male/Female Earnings Differential: 1970-1990," document de travail 9307, Department of Economics, l'Université de Toronto, Toronto, Ontario, août 1993.

Bar-Or, Yuval, John Burbidge, Lonnie Maggie, et A. Leslie Robb, "The Wage Premium to a University Education in Canada, 1971-1991," *Journal of Labor Economics*, octobre 1995, *13* (4), 762-794.

Beaudry, Paul et David A. Green, "Cohort Patterns in Canadian Earnings: Assessing the Role of Skill Premia in Inequality Trends," document de travail 6132, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, août 1997.

Blau, Francine D. et Andrea H. Beller, "Trends in Earnings Differentials by Gender, 1971-1981," *Industrial and Labor Relations Review*, 1988, *41*, 513-529.

Blau, Francine D. et Lawrence M. Kahn, "The Effect of Wage Inequality and Female Labor Supply on the Gender Pay Gap: A Cross-Country Analysis, 1985 to 1994," document de travail, l'Université de Cornell, mars 1998.

Carrington, William J. et Kenneth R. Troske, "Gender Segregation in Small Firms," *Journal of Human Resources*, 1995, *30* (3), 329-365.

CCH Canadian Limited, "Canadian Labour Law Reporter," Rapport technique, North York, Ontario, 1997.

Cheng, Shih-Neng, Peter F. Orazem, J. Peter Mattila, et Jeffrey J. Greig, "Measurement Error in Job Evaluation and the Gender Wage Gap," document de travail, l'Université de Iowa State, mars 1997.

Cihon, Patrick, "Comparable Worth: The Quebec Experience," *Journal of Collective Negotiations in the Public Sector*, 1988, *17* (3), 249-255.

DiNardo, John, Nicole Fortin, et Thomas Lemieux, "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages: A Semiparametric Approach," *Econometrica*, septembre 1996, *64*, 1001-1044.

Doiron, Denise J. et W. Craig Riddell, "The Impact of Unionization on Male-Female Earnings Differences in Canada," *Journal of Human Resources*, 1994, *29* (2), 505-534.

Fillmore, Catherine J., "Gender Differences in Earnings: A Re-analysis and Prognosis for Canadian Women," *Canadian Journal of Sociology*, 1990, *15* (3), 275-299.

Helwege, Jean, "Sectoral Shifts and Interindustry Wage Differentials," *Journal of Labor Economics*, janvier 1992, *10* (1), 55-84.

Hodson, Randy et Paula England, "Industrial Structure and Sex Differences in Earnings," *Industrial Relations*, hiver 1986, *25* (1), 16-32.

Hunter, Alfred A. et Michael C. Manley, "On the Task Content of Work," *Canadian Review of Sociology & Anthropology*, 1986, *23* (1), 47-71.

Johnson, George et Gary Solon, "Estimates of the Direct Effects of Comparable Worth Policy ", "*American Economic Review*, décembre 1986, *76* (5), 1117-1125.

Juhn, Chinhui, Kevin Murphy, et B. Pierce, "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill," *Journal of Political Economy*, 1993, *101*, 410-442.

Katz, Lawrence et Kevin Murphy, "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors," *Quarterly Journal of Economics*, février 1992, *107* (1), 35-78.

Killingsworth, Mark R., *The Economics of Comparable Worth*, W.E. Upjohn Institute, Kalamazoo, MI, 1990.

Leigh, J. Paul, "Do Union Members Receive Compensating Wages for Accepting Employment in Strike-prone or Hazardous Industries?," *Social Science Quarterly*, mars 1984, *65* (1), 87-99.

Lemieux, Thomas, "Unions and Wage Inequality in Canada and the United States," in David Card et Richard Freeman, (dir.), *Small Differences that Matter: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States*, Chicago: University of Chicago Press, National Bureau of Economic Research, Chicago, 1993.

Macpherson, David A. et Barry T. Hirsch, "Wages and Gender Composition: Why Do Women's Jobs Pay Less?" *Journal of Labor Economics*, juillet 1995, *13* (3), 426-471.

Miller, Anne, Donald J. Treiman, Pamela S. Cain, et Patricia A. Ross, *Work, Jobs, and Occupations: A Critical Review of Occupational Titles*, National Academy Press, Washington, D.C., 1980.

Morissette, René et Charles Bérubé, "Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada," document de recherche 97, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada, Ottawa, juillet 1996.

Moulton, Brent R., "Random Group Effects and the Precision of Regression Estimates," *Journal of Econometrics*, 1986, *32*, 385-397.

O'Neill, June A., "The Determinants and Wage Effects of Occupational Segregation," Rapport du projet, l'Institut Urban, Washington, D.C., mars 1983.

Petersen, Trond et Laurie A. Morgan, "Separate and Unequal: Occupation-Establishment Sex Segregation and the Gender Wage Gap," *American Journal of Sociology*, septembre 1995, *101* (2), 329-365.

Reilly, Kevin T. et Tony S. Wirjanto, "Does More Mean Less? The Male/Female Wage Gap and the Proportion of Females at the Establishment Level," document de travail, l'Université de Leeds, avril 1995.

Riddell, W. Craig, "Unionization in Canada and the United States: A Tale of Two Countries," dans Richard B. Freeman et David Card, (dir.), *Small Differences That Matter*, University of Chicago Press, Chicago, 1993, pp. 109-148.

Symes, Beth, "Pay Equity in Canada," dans Michael G. Abbott, (dir.), *Pay Equity: Means and Ends*, John Deutsch Institute for the Study of Economic Policy, Kingston, Ontario, 1990, pp. 21-30.

Treiman, Donald J., "Job Evaluation: An Analytic Review," Interim Report to the Equal Employment Opportunity Commission, National Academy of Sciences, Washington, D.C., 1979.

Weiner, Nan et Morley Gunderson, *Pay Equity: Issues, Options and Experience*, Butterworths, Toronto, Ontario, 1990.

Wooldridge, Jeffrey M., "Asymptotic Properties of Weighted M-Estimators for Standard Stratified Samples," document de travail, l'Université de Michigan State, avril 1998.